

Ec. Pr

288-G. 35244

HC394.5.C6.555

1988

Instituto Superior de Economia
Universidade Técnica de Lisboa

Reservado



Função Consumo

Alguns Desenvolvimentos Recentes
e Análise do Caso Português

João Manuel Caravana Santos Silva

Dissertação apresentada como requisito parcial para a obtenção do grau de
Mestre em Métodos Matemáticos para Economia e Gestão de Empresas.

Julho de 1988

Classificação: 0 4/1.212



Agradecimentos:

Ao Prof. Doutor Jorge Santos, orientador desta dissertação, agradeço, não só a sugestão do tema, como também a disponibilidade e o interesse manifestados. Desejo, igualmente, expressar a minha gratidão a todos os colegas e amigos, que, de alguma forma, contribuíram para a elaboração deste trabalho.

2.1 Desenvolvimento da Função Consumo Vegetal	2
2.2 A Hipótese do Ciclo de Vida	3
2.3 A Hipótese do Rendimento Permanente	10
3 Desenvolvimento Recentes	16
3.1 A Hipótese Expectativa Racional-Rendimento Permanente	17
3.1.1 Testes à Hipótese Expectativa Racional-Rendimento Permanente	23
3.2 Procura de Causas de uma Rejeição Indevida da Hipótese Expectativa Racional-Rendimento Permanente	26
3.2.1 Má Especificação do Processo Estocástico da Variável Rendida	26
3.2.2 Diferença Entre as Taxas de Juro e de Actualização dos Rendimentos Futuros	29
3.2.3 Variação da Taxa de Juro Real	30
3.2.4 Distribuição da Consumo	34
3.2.5 Limitação da Informação	35
3.2.6 Uma Aproximação Imediata do Consumo à Informação Disponível	36
3.3 Causas à Hipótese Expectativa Racional-Rendimento Permanente	38
3.3.1 Processos de Aprendizagem e Mudanças de Forma do Consumo Expectativo	39
3.3.2 Restrições de Capital e as Mudanças do Rendimento Permanente	45
3.4 Modelos com Mudanças de Tecnologia de Entre	47
3.4.1 O Modelo de Laiter	49



ÍNDICE

1	Introdução	1
2	Enquadramento Histórico	3
2.1	Keynes e os "Clássicos"	3
2.2	Desenvolvimentos da Função Consumo Keynesiana	5
2.3	A Hipótese do Ciclo de Vida	8
2.4	A Hipótese do Rendimento Permanente	13
3	Desenvolvimentos Recentes	18
3.1	A Hipótese Expectativas Racionais-Rendimento Permanente	19
3.1.1	Testes à Hipótese Expectativas Racionais-Rendimen- to Permanente	23
3.2	Possíveis Causas de uma Rejeição Indevida da Hipótese Ex- pectativas Racionais-Rendimento Permanente	26
3.2.1	Má Especificação do Processo Estocástico da Variável Residual	26
3.2.2	Diferença Entre as Taxas de Juro e de Actualização dos Rendimentos Futuros	28
3.2.3	Variação da Taxa de Juro Real	30
3.2.4	Durabilidade do Consumo	30
3.2.5	Lenta Difusão da Informação	32
3.2.6	Não Ajustamento Imediato do Consumo à In- formação Disponível	32
3.3	Críticas à Hipótese Expectativas Racionais-Rendimento Per- manente	33
3.3.1	Processos de Aprendizagem e Mecanismos de Forma- ção de Expectativas	33
3.3.2	Restrições de Liquidez e as Hipóteses do Rendimento Permanente	35
3.4	Modelos com Mecanismos de Correção de Erros	37
3.4.1	O Modelo de DHSY	37

3.4.2	Modelização da Influência da Inflação e Redefinição do Conceito de Rendimento	41
3.4.3	Generalização das Equações Definidoras do “Ambiente”	43
3.5	Conclusão	48
4	Análise do Caso Português	51
4.1	Os Modelos Tradicionais	52
4.2	A Hipótese Expectativas Racionais-Rendimento Permanente	62
4.3	Modelos com Mecanismo de Correção de Erros	73
4.3.1	Desenvolvimentos da Especificação MCE	74
4.4	Que Função Consumo?	80
4.4.1	Especificação	80
4.4.2	Análise Estatística da Especificação do Modelo	82
4.4.3	Conclusão	87
5	Comentários Finais	90
6	Anexo	93
6.1	A Repartição Funcional do Rendimento à Luz da Hipótese do Ciclo de Vida	93
6.2	Obtenção da Aproximação Logarítmica da Restrição Orçamental	94
6.3	Dados Utilizados	95
6.4	Modelização de C_t	105
7	Bibliografia	107

Lista das Principais Variáveis

DC_t = Despesas de consumo.

DEF_t = Deflador das despesas de consumo.

C_t = Despesas de consumo em bens não duradouros e serviços, mais o valor estimado dos serviços do *stock* de bens duradouros.

C_t^* = Despesas de consumo em bens não duradouros e serviços.

K_t = *Stock* de bens duradouros.

S_t = Poupança.

Y_t = Rendimento.

YD_t = Rendimento disponível.

SAL_t = Salários.

YL_t = Rendimentos do trabalho, líquido de impostos.

YP_t = Rendimentos da empresa e da propriedade, líquido de impostos.

TPI_t = Transferências privadas internacionais.

TIP_t = Transferências internas para os particulares.

$CIRC_t$ = Circulação monetária no fim do período.

DO_t = Depósitos à ordem.

DP_t = Depósitos a prazo.

L_t = Activos líquidos.

W_t = Riqueza financeira das famílias.

A_t = Riqueza das famílias.

A_t^* = *Proxy* da riqueza das famílias construída de acordo com a metodologia de Stone (1973).

Γ_t = Peso dos rendimentos do trabalho no rendimento disponível.

Π_t = Taxa de inflação, mais um.

r_t = Taxa de juro real.

- simbolo em letra minúscula.



1 Introdução

O objectivo deste trabalho é analisar alguns dos mais recentes desenvolvimentos acerca da modelização do comportamento do consumidor e, particularmente, da evolução temporal do consumo. Neste sentido, além da análise da literatura disponível sobre o tema escolhido, realiza-se um estudo econométrico que procura averiguar a importância destes desenvolvimentos para a especificação de uma função consumo adequada à economia portuguesa.

A escolha da função consumo como tema deste trabalho, foi motivada pelo facto de, após um período em que os estudos sobre esta questão apresentaram poucas inovações, se ter assistido ao surgimento de importantes trabalhos, que vieram reavivar o interesse por diversos aspectos deste tema.

O recente fortalecimento de correntes de pensamento de inspiração Clássica e a "Revolução das Expectativas Racionais", foram factores que contribuíram decisivamente para o renascer do interesse pelas questões relacionadas com o problema de optimização intertemporal do consumidor e pelo consumo de uma maneira geral.

Por outro lado, no plano empírico, as profundas alterações económicas da década de setenta apresentaram-se como um novo desafio às capacidades de modelização da economia. Neste campo, merece especial relevo o facto de, em algumas das mais importantes economias mundiais, se ter verificado um declínio persistente da propensão média ao consumo, cuja estabilidade era geralmente admitida¹.

Pioneiros no despertar deste interesse pela função consumo, os artigos de Hall (1978) e Davidson, Hendry, Srba e Yeo (1978), revestem-se de grande importância, uma vez que se encontram na base de alguns dos mais significativos desenvolvimentos desde então surgidos.

Deste modo, centrou-se o presente estudo nas questões que surgem como desenvolvimento directo daqueles artigos, tendo esta opção sido reforçada pelo facto de estes temas serem particularmente adequados à realização do proposto estudo econométrico da realidade portuguesa.

Este desejo de realizar um estudo empírico sobre o caso português teve outra implicação importante: a exclusão da maioria dos estudos que se referem à análise de dados seccionais e, particularmente, de *painéis*. Ainda que esta pareça ser uma direcção de investigação muito promissora², a in-

¹Veja-se Levačić e Rebmann (1982).

²Vejam-se a este respeito os trabalhos de King (1985) e Blundell (1988).

xistência em Portugal de dados deste tipo levou a que fossem privilegiados os estudos de carácter temporal.

Assim, de acordo com os objectivos acima definidos, a estrutura deste trabalho pode ser dividida em quatro pontos fundamentais. No primeiro, faz-se uma breve recapitulação dos modelos tradicionais da função consumo, procurando dar especial ênfase às questões que se ligam com os desenvolvimentos posteriormente estudados. No segundo, estudam-se as implicações da conjugação das hipóteses do Ciclo de Vida e do Rendimento Permanente, com a hipótese de Expectativas Racionais, sendo analisados alguns desenvolvimentos do modelo de Hall (1978), bem como alguns testes à hipótese conjunta Expectativas Racionais-Rendimento Permanente. No terceiro, apresentam-se os modelos com Mecanismos de Correção de Erros, sendo igualmente abordadas algumas questões suscitadas pela sua aplicação empírica. No quarto e último, apresentam-se os resultados de um estudo econométrico onde, além de se analisar o comportamento dos modelos estudados, se procura especificar uma função que descreva adequadamente a evolução das despesas de consumo, no caso da nossa economia.

Finalmente, um esclarecimento quanto ao sentido em que o termo *consumo* é utilizado neste estudo. É sabido que, na sua formulação inicial, a função consumo procurava explicar o comportamento desta variável enquanto componente da procura agregada, ou seja, as despesas efectuadas pelos particulares na aquisição de bens e serviços de consumo. No entanto, a preocupação com a fundamentação microeconómica desta função, levou ao estabelecimento de uma clara distinção entre as despesas efectuadas e o fluxo de serviços de consumo efectivamente fruído.

Assim, ao longo deste trabalho, procura manter-se tão clara quanto possível a distinção entre o conceito de despesas de consumo e o consumo no sentido microeconómico do termo. Embora haja situações onde a palavra *consumo* pode ser entendida em qualquer destes sentidos, procurou-se que, nesses casos, o contexto em que o termo é empregue fosse suficientemente esclarecedor.

2 Enquadramento Histórico

2.1 Keynes e os “Clássicos”

Só com a publicação da “Teoria Geral do Juro do Emprego e da Moeda”, Keynes (1936), o estudo da relação consumo-rendimento adquire o papel de grande relevo que hoje desempenha na macroeconomia.

Para os Clássicos, o nível de consumo era o resultado da optimização intertemporal levada a cabo pelos agentes económicos que, dado o fluxo de rendimentos esperados, escolheriam o plano óptimo de consumo e de poupança por forma a maximizarem a sua utilidade ao longo do horizonte temporal do seu plano.

Neste quadro de raciocínio, em que, no curto prazo, se considerava o rendimento fixo no seu nível de pleno emprego, o papel preponderante era naturalmente desempenhado pela taxa de juro³.

Representando esta variável o preço do consumo corrente relativamente ao consumo futuro, era, portanto, considerada como sendo a principal determinante da repartição do rendimento entre consumo e poupança.

Note-se que, nesta perspectiva, a relação entre consumo e rendimento se coloca apenas a longo prazo e, por isso, é contrária à correntemente suposta pelos Keynesianos. Com efeito, dependendo o crescimento da economia do *stock* de capital existente, e supondo-se que o investimento se encontra limitado pelos recursos poupados, então um elevado nível de consumo presente terá forçosamente como custo um crescimento lento.

Na já citada obra de Keynes (1936), é apresentada uma visão totalmente diferente, uma vez que nela são dados os passos fundamentais para o desenvolvimento de uma nova forma de encarar a economia, de onde a função consumo — propensão ao consumo, na terminologia de Keynes — vai emergir como peça fundamental.

Sendo Keynes o primeiro autor a reconhecer a possibilidade das economias permanecerem por longos períodos em equilíbrio abaixo do pleno emprego, é naturalmente o primeiro a poder considerar o rendimento como uma variável e a poder descortinar a interdependência entre o consumo e o rendimento. Situando-se no quadro de uma economia que se encontra afastada do pleno emprego por insuficiência da procura agregada, a dinamização do consumo assume então um papel fundamental, por permitir,

³Veja-se Hicks (1946).

através do seu efeito multiplicador, aproximar a economia do nível de emprego desejado. Assim, encontrando-se a economia nas condições descritas, o aumento do consumo conduz ao aumento simultâneo do rendimento e da poupança, contrariamente ao suposto pelos Clássicos.

Muito diferente é, também, o entendimento Keynesiano do papel da taxa de juro. O tradicional efeito de substituição entre consumo presente e futuro é remetido para plano secundário, uma vez tido em conta o efeito que a taxa de juro exerce sobre o rendimento, através da sua relação com o investimento. O principal efeito das variações da taxa de juro sobre o nível de consumo faz-se sentir, então, como resultado das variações de rendimento que elas induzem, via investimento.

Estando no centro do multiplicador, a relação consumo-rendimento torna-se o veículo de todas as políticas de controlo da procura agregada, sendo, portanto, a chave da obtenção do pleno emprego. Com efeito, é o facto de qualquer aumento de rendimento provocar um aumento de consumo e, como tal, significar continuados estímulos da procura, que confere importância às políticas conjunturais de gestão da procura agregada. Compreende-se, deste modo, o papel que a propensão a consumir representa no contexto da economia Keynesiana.

Deve, no entanto, notar-se que a propensão ao consumo é entendida por Keynes como uma relação marcadamente de curto prazo, supondo-se constantes muitos factores que a podem influenciar. O principal mérito de Keynes é, então, o de isolar uma influência determinante do nível de consumo, que não poderia ser detectada no quadro do pensamento Clássico.

Naturalmente, abandonando-se as fortes condições implícitas na formulação mais simples da propensão a consumir — $C = C(Y)$ — há que ter em conta o comportamento de outras variáveis na determinação do nível de consumo. Nomeadamente, Keynes⁴ refere o papel que a riqueza pode ter na explicação do comportamento daquele agregado macroeconómico.

Apesar do seu papel fundamental em todo o edifício teórico Keynesiano, as referências à função consumo na “Teoria Geral” são, de algum modo, insuficientes. Por um lado, não é explicitamente definida nenhuma forma funcional para esta relação; apenas se estabelece que $0 < dC/dY < 1$ e, com bastante menos ênfase, que $d(C/Y)/dY < 0$ e que $d^2C/dY^2 < 0$. Por outro lado, a fundamentação para estas afirmações fica-se pela enunciação da célebre “lei psicológica fundamental” segundo a qual “os homens estão dispostos [...] a aumentar o seu consumo quando o seu rendimento

⁴Veja-se Keynes (1936) pag. 92, 93 e 98.

aumenta, mas não tanto quanto o aumento no seu rendimento”⁵.

Só em meados da década de sessenta, em particular com o trabalho de Clower (1965), são lançadas as bases da economia não-Walrasiana, que permitem fundamentar em termos microeconómicos a introdução do rendimento na função consumo.

Esta escola salienta que a introdução do rendimento numa função procura não pode ser entendida num contexto Walrasiano, uma vez que neste se supõe que as famílias determinam simultaneamente o consumo e o rendimento, como resultado de um mesmo processo de optimização. Num modelo de equilíbrio geral, as famílias tomam as suas decisões em resultado da maximização de uma função utilidade que tem como argumentos o consumo e o lazer. Neste contexto, o rendimento não é encarado pelas famílias como uma variável exógena, pelo que não pode ser entendido como uma restrição às suas decisões de consumo.

Só admitindo a não verificação da lei de Walras, ou seja, que os excessos de procura da economia não se anulam, se pode justificar a introdução do rendimento na função consumo. Com efeito, admitindo-se que as famílias se encontram racionadas no mercado de trabalho, o seu problema de optimização deverá ser modificado, uma vez que o lazer, um dos argumentos da função utilidade, passa a ser encarado como uma constante. No quadro agora definido, as restrições que as famílias encontram no mercado de trabalho vão reflectir-se nas suas decisões de consumo, que passam a ser função do nível de rendimento.

2.2 Desenvolvimentos da Função Consumo Keynesiana

A importância da função consumo, bem como a simplicidade da sua formulação original, deram origem a um grande número de estudos empíricos, visando encontrar “a” função consumo.

A forma funcional desta relação privilegiada pelos estudos iniciais foi a seguinte:

$$DC_t = \alpha + \beta Y_t,$$

em que α e β são parâmetros e DC_t e Y_t representam, respectivamente, as despesas de consumo e o rendimento no período t .

Os resultados destes estudos, como é frequente, levantaram mais questões do que aquelas a que responderam.

⁵ Keynes (1936) pag. 96.

Se, por um lado, se tornou evidente a forte relação entre consumo e rendimento, obedecendo à “lei psicológica fundamental”, por outro, desde cedo se reconheceu a necessidade de considerar o papel de outras variáveis, consideradas fixas na análise Keynesiana de curto prazo. Também a ideia de que o *ratio* C/Y declina à medida que o rendimento aumenta, se inicialmente foi confirmada tanto em estudos seccionais como em estudos temporais de curto prazo, foi, mais tarde, fortemente posta em causa pelo conhecido trabalho de Kuznets (1946).

Paralelamente a estes estudos empíricos, de resultados mais ou menos paradoxais, registaram-se desenvolvimentos teóricos que, pela sua importância, não podem deixar de ser mencionados.

Pioneiros do desenvolvimento das ideias Keynesianas, os artigos de Kaldor escritos entre as décadas de 30 e 50 — e que se encontram compilados em Kaldor (1960a) e (1960b) — complementam a especificação da função consumo, introduzindo a hipótese, aliás já implícita em Keynes⁶, de a propensão marginal a consumir poder ser diferente, consoante a origem dos rendimentos.

Esta hipótese que, talvez devido ao facto de ter surgido associada a outras questões, é relativamente pouco referenciada na literatura sobre consumo, conduz, então, à seguinte especificação da função consumo:

$$DC_t = \beta_P Y_t + (\beta_L - \beta_P) Y L_t \quad 0 < \beta_P < \beta_L \leq 1,$$

ou

$$DC_t = \beta_P Y P_t + \beta_L Y L_t,$$

onde $Y L_t$ e $Y P_t$ são, respectivamente, o rendimento do trabalho e outros rendimentos, β_L e β_P as propensões marginais a consumir cada tipo de rendimento e tendo DC_t e Y_t o significado já definido.

Numa especificação deste tipo — aliás semelhante à usada no modelo “MENFIS”, do Departamento Central de Planeamento — o *ratio* C/Y depende da repartição funcional do rendimento, mas não do nível deste. Assim, esta especificação permite resolver o paradoxo de Kuznets se a relação $Y L/Y$ for estável no longo prazo, ainda que varie ao longo do ciclo económico.

Por outro lado, ao nível dos estudos seccionais, esta formulação pode também ser compatível com os resultados de Kuznets se se verificar que o *ratio* $Y L/Y$ é tanto menor quanto maior o escalão de rendimento. Assim, os resultados verificados nestes estudos, segundo os quais a propensão média a

⁶Veja-se Keynes (1936) pag. 121.

consumir é menor nos escalões de rendimento mais elevados, fica a dever-se, não ao nível de rendimento, mas sim à sua origem.

Uma abordagem cujo objectivo é a resolução do paradoxo de Kuznets, é a hipótese do Rendimento Relativo, de que é principal expoente Duesenberry (1949). Pondo o acento tónico da sua análise nas condicionantes sociais do consumo, este autor afirma que as decisões de consumo dos indivíduos não são independentes, pelo que, num dado momento, a proporção do rendimento poupado por cada agente económico não depende do seu nível de rendimento, mas da sua posição na distribuição deste, ou seja, do seu rendimento relativo.

À medida que a economia cresce, a propensão média a poupar mantém-se constante, desde que não se altere a distribuição do rendimento. Isto porque, naturalmente, o *ratio* C/Y da economia é uma média ponderada do das diversas classes de rendimento. Desta forma se conciliam os resultados de Kuznets (1946) com os obtidos em análises seccionais.

Por outro lado, Duesenberry (1949), afirma também que os padrões de consumo são irreversíveis no tempo. Isto é, as decisões de consumo são fortemente influenciadas pelo nível de rendimento mais elevado já atingido. Assim sendo, uma redução do nível de rendimento provoca uma redução menos que proporcional do consumo, uma vez que parte deste é ainda determinada pelo anterior máximo do rendimento. Desta forma, ao longo do ciclo económico, o *ratio* C/Y dependerá do rendimento, nomeadamente quando no passado este atingiu valores mais altos que os correntes.

Logo, a irreversibilidade dos padrões de consumo é a hipótese chave para explicar tanto a variabilidade, no curto prazo, da propensão média a consumir, como a sua estabilidade quando se consideram períodos mais longos.

No entanto, Brown (1952) propõe uma reinterpretação mais flexível desta hipótese de Duesenberry. Enfatizando o problema da formação dos hábitos de consumo, este autor sugere que o efeito destes declina de forma contínua no tempo. Então, o consumo do período anterior será suficiente para representar toda a experiência do consumidor, uma vez que o seu valor é já o resultado dos padrões de consumo do passado.

Note-se que, no mesmo estudo, Brown propõe o desdobramento do rendimento em rendimentos do trabalho e outros, encontrando-se resultados empíricos que confirmam a hipótese Kaldoriana que se traduz por $\beta_L > \beta_P$. Por outro lado, é ainda sugerida a introdução de uma variável artificial, procurando captar os efeitos da acumulação de activos líquidos durante os

anos do último conflito mundial, tentando-se desta forma suprir a falta de dados respeitantes a esse *stock*.

É interessante notar que o modelo de Klein-Goldberger — apresentado em 1955, e reproduzido em Adelman e Adelman (1959) e Theil (1971) — resume a evolução do conhecimento sobre o consumo, até agora apresentada. Assim, a função consumo deste modelo, estimado para os Estados Unidos, é da forma :

$$DC_t = -22.3 + 0.5Y L_t + 0.4Y E_t + 0.3Y F_t + 0.1L_{t-1} + 0.3C_{t-1} + 0.3N_t.$$

Nesta expressão, além da divisão do rendimento em rendimentos do trabalho YL e da propriedade, estes últimos encontram-se ainda divididos em rendimentos de propriedade agrícola YF e outros YE . Por outro lado, são incluídos os activos líquidos e o consumo do período anterior, respectivamente L_{t-1} e C_{t-1} , conforme era sugerido em Brown (1952). Por fim, note-se a consideração de uma variável demográfica N_t , representando a população e que reflecte, obviamente, os efeitos da sua variação.

Todos os desenvolvimentos da função consumo Keynesiana que foram apresentados, têm em comum o facto de não retomarem a análise Clássica, na medida em que, em nenhum dos casos, a ênfase foi posta no problema de optimização intertemporal. A ausência de referências ao papel da taxa de juro, bem como o papel de relevo atribuído ao rendimento corrente, é sintoma deste facto.

Diferente é o caso de outras duas hipóteses explicativas do comportamento do consumidor, nomeadamente as hipóteses do Ciclo de Vida e do Rendimento Permanente.

2.3 A Hipótese do Ciclo de Vida

Modigliani e Brumberg (1954) e Ando e Modigliani (1963) apresentam os fundamentos da chamada hipótese do Ciclo de Vida, a qual constitui um importante corte com os pressupostos da função consumo Keynesiana, pelo que representa de retorno aos pressupostos Clássicos quanto ao comportamento do consumidor.

Na perspectiva destes autores, as decisões de consumo dos indivíduos têm como horizonte, não uma unidade de tempo arbitrária, mas toda a extensão da sua vida. Assim sendo, os agentes económicos decidem em cada período o consumo corrente que, no entanto, é visto como uma etapa de um plano de consumo que abrange toda a vida esperada.

Nestas condições, o objectivo natural dos consumidores será o de obter um fluxo de consumo tão estável quanto possível. O pressuposto deste raciocínio é de que grandes oscilações do nível de consumo conduziriam a que a sua utilidade marginal fosse extraordinariamente baixa nos períodos de abundância e alta nas épocas de escassez, sendo, portanto, possível aumentar a utilidade global do consumidor, reafectando o consumo no tempo.

Estes autores admitem também que o consumidor médio tem um fluxo de rendimentos do trabalho crescente ao longo da sua vida activa, durante a qual deverá acumular os meios que lhe permitam manter o seu padrão de consumo durante os anos de reforma, em que o seu rendimento do trabalho é nulo. Mais, admitem que o consumidor típico não recebe nem lega heranças significativas, pelo que o único motivo para a acumulação de riqueza é o desejo de manutenção do padrão de consumo no período de reforma.

A forma de conciliar um fluxo estável de consumo com um fluxo irregular de rendimentos do trabalho, passa, então, pela consideração de um mercado de capitais. Supõe-se que aí os indivíduos poderão contrair empréstimos nos períodos em que as suas disponibilidades sejam insuficientes para a obtenção do nível de consumo julgado apropriado, podendo igualmente colocar neste mercado as suas poupanças nas épocas em que o rendimento supere o consumo.

Deste modo, os agentes económicos não são restringidos na sua acção pelo rendimento disponível num dado período, mas sim pelo valor actualizado dos recursos que esperam auferir ao longo de toda a sua vida, isto é, o seu potencial de consumo.

Por outro lado, Modigliani e Brumberg⁷ postularam também que a natureza da função utilidade dos consumidores é tal, que a relação entre o consumo num dado período e as expectativas de rendimento, é do tipo proporcional. Adiantam ainda que essa proporção é independente dos recursos disponíveis, sendo apenas função da idade dos consumidores, dos seus gostos e da taxa de juro.

Vê-se, pois, que este modo de encarar o problema do consumidor se distancia do raciocínio Keynesiano na medida em que, admitindo a possibilidade do recurso quase ilimitado ao crédito, o indivíduo passa a basear as suas decisões de consumo num conceito mais amplo de recursos disponíveis, ao mesmo tempo que se volta a colocar o problema num ambiente de longo prazo.

A ruptura desta hipótese com a tradição Keynesiana estende-se também à própria definição de consumo que é modelizada. Enquanto

⁷ Modigliani e Brumberg (1954) pag. 395 e 396.

os Keynesianos, tendo como preocupação dominante o comportamento da procura agregada, voltaram a sua atenção para as despesas de consumo, a fundamentação microeconómica da hipótese do Ciclo de Vida implica que a variável relevante seja o valor dos serviços de consumo fruidos num determinado período, uma vez que se supõe ser este o argumento apropriado da função utilidade.

À luz desta hipótese, a variável fulcral da “propensão a consumir” Keynesiana é de novo remetida para um papel secundário, influenciando o consumo na medida em que altere as expectativas de rendimentos a auferir ao longo de toda a vida.

Por outro lado, a taxa de juro volta a assumir um papel preponderante na determinação do consumo, uma vez que dele depende o valor actualizado dos rendimentos esperados ao longo da vida, bem como a relação entre esta grandeza e o consumo.

No entanto, o impacte sobre o consumo corrente de uma alteração das expectativas dos agentes económicos quanto ao seu potencial de consumo, é bastante atenuado, uma vez que o seu efeito se reparte de forma uniforme pelos restantes anos do plano de consumo.

Esta forma de encarar o comportamento do consumidor tem, naturalmente, implicações graves em todo o entendimento Keynesiano da política económica. Com efeito, não só significa que no curto prazo o valor do multiplicador será reduzido — uma vez que será muito pequena a propensão marginal a consumir o rendimento corrente — como aponta para a possível existência de enormes desfasamentos entre as acções de política económica e os seus efeitos.

Assim sendo, fica fortemente abalada a possibilidade de se levar a cabo uma política conjuntural de gestão da procura agregada, sendo de esperar que os resultados da intervenção estatal se façam sentir, sobretudo, no longo prazo.

Por outro lado, espera-se que os indivíduos consumam, ao longo da sua vida, todos os recursos a que tenham acesso, pelo que a sua propensão ao consumo, a longo prazo, será igual à unidade, independentemente do tipo e nível de recursos do consumidor. Deste modo, a possibilidade de controlar o consumo através de medidas redistributivas, perde muito do seu significado, uma vez que se supõe que a propensão ao consumo é independente destas características⁸.

A explicação para o facto de empiricamente se obter uma propensão ao consumo de rendimentos do trabalho, superior à propensão a consumir

⁸Veja-se Modigliani e Brumberg (1954) pag. 431.

outros rendimentos, passa, à luz desta hipótese, pelo facto dos rendimentos do trabalho serem muito mais estáveis que os outros rendimentos, pelo que a sua variação tem muito mais significado como indicador dos rendimentos futuros, do que uma variação idêntica nos rendimentos de outras fontes. Esta é, aliás, uma explicação bastante sugestiva para o facto de, no modelo de Klein-Goldberger, o coeficiente de YF ser inferior ao de YE que, por sua vez, é menor que o de YL .

Propondo esta hipótese uma função consumo, em que o principal argumento é o valor actualizado do total de recursos que os consumidores esperam auferir durante a sua vida, são naturais os problemas que se levantam à sua operacionalização.

O método proposto por Ando e Modigliani (1963) para superar esta questão, consiste simplesmente em supor que, em determinadas condições, os rendimentos do trabalho esperados no futuro são aproximados satisfatoriamente por um múltiplo do rendimento do trabalho corrente. Considerando que, num mercado de capitais eficiente, o valor actualizado dos rendimentos de um título é aproximadamente igual ao valor do próprio título, pode, então, obter-se uma função consumo tendo como argumentos a riqueza no início do período A_t e o rendimento do trabalho no período corrente. Tem-se então,

$$C_t = \alpha Y L_t + \beta A_t, \quad (1)$$

em que α e β são parâmetros e onde C_t representa não as despesas de consumo, mas o consumo.

Dada esta especificação, pode agora analisar-se a resposta que esta hipótese dá ao paradoxo encontrado no confronto entre funções consumo de curto e de longo prazo. Vê-se que, neste caso, a estabilidade da propensão média ao consumo depende do comportamento dos *ratios* YL/Y e A/Y , verificando-se que, nos países estudados, o primeiro destes *ratios* é bastante estável, sendo o segundo estável no longo prazo, mas variável ao longo do ciclo económico, explicando-se deste modo o comportamento de C/Y .

Merece ser aqui destacado o facto desta explicação para a permanência do valor do *ratio* C/Y — aliás frequente em manuais de macroeconomia⁹ — parecer ter implícito o argumento Kaldoriano segundo o qual a repartição funcional do rendimento é um dado fundamental na determinação da propensão média ao consumo.

⁹Vejam-se Ott Ott e Yoo (1975), Branson (1979), Levačić e Rebmann (1982) e Dornbusch e Fischer (1987).

Uma análise mais cuidada dos trabalhos de Ando e Modigliani (1963) e Modigliani (1975), permite, no entanto, compreender que os motivos pelos quais esta escola é levada a considerar o papel da repartição do rendimento, são bastante distintos dos de Kaldor. Com efeito, foi já visto que, à luz desta hipótese, não há justificação para se considerarem diferentes propensões marginais a consumir, consoante o tipo de rendimentos. O papel da distribuição funcional do rendimento é, pois, necessariamente indirecto.

A hipótese do Ciclo de Vida vê os *ratios* YL/Y e A/Y como dependendo, não só dos próprios parâmetros da função consumo, como ainda das taxas de rendibilidade dos capitais e de crescimento¹⁰. Logo, os *ratios* cujo comportamento é apontado como permitindo conciliar a hipótese com a estabilidade da propensão média ao consumo, não fazem outra coisa senão traduzir os efeitos de outras variáveis. Para além disso, uma vez que todos estes *ratios* dependem do mesmo conjunto de parâmetros e de variáveis, o seu comportamento não é independente, pelo que não faz sentido referir a relação entre C/Y e YL/Y se não se tiver em conta a evolução de A/Y .

Exemplo da diferença entre o papel que Kaldor atribuía à repartição funcional do rendimento e aquele que a hipótese do Ciclo de Vida lhe confere, é a análise que esta escola faz do efeito de uma aceleração do crescimento sobre o *ratio* C/Y . Neste quadro de raciocínio, não é de excluir a hipótese de uma aceleração do crescimento provocar alterações do peso relativo dos diversos escalões etários, bem como dos seus rendimentos, originando, além de uma redução de C/Y , um aumento de YL/Y . Esta situação, incompatível com o pressuposto Kaldoriano, é explicada pelo facto de um aumento da taxa de crescimento provocar uma redução de A/Y suficiente para fazer declinar C/Y , mesmo alterando-se a repartição funcional a favor do trabalho.

Desta forma, a compatibilização desta hipótese de comportamento dos consumidores com a estabilidade da propensão média a consumir, deve procurar-se a um nível um pouco mais profundo que o do comportamento de YL/Y e A/Y .

Um último ponto que merece destaque, é que esta hipótese conduz — devido aos expedientes necessários à sua operacionalização — a uma função consumo em cuja especificação o papel fundamental é ainda desempenhado pelo rendimento corrente. Isto apesar dos seus fundamentos microeconómicos suporem que o comportamento dos agentes é essencialmente determinado pelas expectativas de rendimentos futuros.

¹⁰Veja-se o Anexo 6.1.

Por outro lado, a expressão da função consumo a que a hipótese do Ciclo de Vida conduz, tanto pode ser interpretada como traduzindo a dependência do consumo do valor dos rendimentos esperados ao longo da vida, como a sua dependência dos recursos disponíveis¹¹.

Uma expressão idêntica a (1) pode, portanto, ser obtida, tendo por base fundamentos microeconómicos totalmente distintos. Levačić e Rebmann (1982) apresentam uma função consumo muito semelhante à que resulta da hipótese do Ciclo de Vida, mas tendo por base um modelo não-Walrasiano com restrições quantitativas. Esta equivalência observacional impede que bons resultados obtidos com expressões do tipo de (1) sejam imediatamente levados a crédito da hipótese do Ciclo de Vida, uma vez que esta não é a única fundamentação possível para a sua forma funcional.

2.4 A Hipótese do Rendimento Permanente

Distanciando-se também da importância que os Keynesianos atribuem ao papel do rendimento corrente na determinação do consumo, e retomando igualmente os fundamentos Clássicos, a hipótese do Rendimento Permanente é apresentada por Friedman (1957) na sua célebre obra "A Theory of the Consumption Function". Para este autor, o conceito de rendimento relevante para as decisões dos consumidores não é o simples rendimento corrente, mas sim aquilo que o autor designa por rendimento permanente. Este conceito será algo mais vasto que o rendimento corrente, uma vez que se supõe que, nas sociedades modernas, o recurso ao crédito e a riqueza acumulada permitem tornar o montante de recursos disponíveis bastante mais estável que o rendimento corrente.

Por este motivo, é de esperar que os agentes económicos tomem as suas decisões de consumo com base num conceito subjectivo de rendimento, cuja principal característica é a estabilidade do seu valor esperado. Este rendimento — o rendimento permanente — pode ser visto como o fluxo de despesas que os indivíduos esperam poder manter durante o horizonte temporal do seu plano, deixando intacto o valor actualizado dos rendimentos esperados. Naturalmente, qualquer alteração das expectativas quanto aos rendimentos futuros, provoca alterações na ideia que o indivíduo faz do seu rendimento permanente, mas o crucial é que, caso não haja nova informação, o consumidor espera poder gastar no próximo período precisamente tanto quanto gasta no período corrente.

¹¹Veja-se Pesaran e Evans (1984).

Ainda que Friedman, contrariamente a Modigliani e Brumberg (1954), não defina exactamente o horizonte do consumidor, torna-se fácil compreender que a ideia subjacente à hipótese do Rendimento Permanente é semelhante à do Ciclo de Vida.

Quanto aos objectivos do consumidor, estas duas hipóteses são também coincidentes, uma vez que Friedman supõe que os indivíduos maximizam a sua utilidade, mantendo um fluxo de consumo tão estável quanto possível. As semelhanças entre as duas hipóteses acentuam-se ainda devido ao facto de Friedman supor que, em cada período, os agentes económicos planeiam consumir uma proporção do seu rendimento permanente cujo valor é independente do nível de recursos do consumidor.

Supõe-se, no entanto, que esta proporção depende da taxa de juro, dos gostos dos consumidores e ainda do *ratio* entre riqueza humana e não humana. A justificação para a dependência da razão consumo planeado/rendimento permanente, do *ratio* entre os dois grandes tipos de riqueza, prende-se com o facto de se reconhecer que a riqueza não humana constitui um meio mais efectivo de protecção contra as incertezas do futuro, sendo natural admitir que tenham mais incentivos à poupança os indivíduos que julgam ter relativamente pouca riqueza não humana.

Friedman, prossegue então, considerando que o rendimento e as despesas de consumo medidas em cada período podem ser decompostos em duas parcelas distintas. Quanto ao rendimento, tem-se por um lado o rendimento permanente e por outro o rendimento transitório, que não é mais do que a diferença entre os rendimentos corrente e permanente. No que respeita às despesas de consumo, elas podem também ser divididas numa parte permanente, o consumo que é planeado, e noutra transitória. Esta última representa a diferença entre o consumo de bens duráveis e a variação do seu *stock*, bem como desvios que eventualmente se verifiquem na execução do plano de consumo.

Dadas as características que se admitem para as várias componentes do rendimento e das despesas de consumo, a hipótese estabelece ainda que nenhuma correlação existe entre os elementos transitórios dos dois fluxos, nem entre estes e as respectivas parcelas permanentes. Apenas consumo e rendimento permanentes se encontrarão correlacionados, uma vez que são as únicas grandezas relevantes para o plano do consumidor.

Quanto às implicações da aceitação desta hipótese em termos de política económica, elas são semelhantes às que resultam da hipótese do Ciclo de Vida, ainda que menos radicais. Políticas conjunturais de controlo da procura agregada serão pouco eficientes, uma vez que os seus efeitos

são vistos pelos agentes económicos como largamente transitórios. Por outro lado, os efeitos que os consumidores consideram como permanentes, repartir-se-ão por todo o seu horizonte, não permitindo que as políticas conjunturais possam exercer os seus efeitos de uma forma concentrada no tempo. O impacto deste tipo de política será, então, tanto maior quanto menor for o horizonte do consumidor e mais altas as taxas de juro. Se o horizonte do consumidor for de apenas um período, então está-se no caso Keynesiano. Isto é, os efeitos para o consumo de um dado período de uma variação permanente do rendimento, são idênticos aos provocados por uma variação transitória de igual magnitude.

Por outro lado, quanto mais altas forem as taxas de juro, maior será o impacto que uma alteração do rendimento corrente terá em termos do valor actualizado dos rendimentos esperados, e, portanto, do rendimento permanente e do consumo.

A respeito da distribuição do rendimento, o suposto por esta hipótese é que a distribuição do rendimento permanente é indiferente para o valor da propensão média ao consumo que, como foi visto, não depende do valor dos recursos dos consumidores. No entanto, Friedman diz explicitamente que a distribuição do rendimento pode ser um indicador do grau de incerteza que os consumidores enfrentam, pelo que esta variável pode influenciar os "gostos" dos consumidores e, por esta via, a propensão média ao consumo.

Por outro lado, é de supor que uma redistribuição do rendimento favorável aos rendimentos de trabalho se traduza por uma menor propensão ao consumo, uma vez que é de admitir que aqueles que vivem de rendimentos do trabalho tenham relativamente menos riqueza humana que aqueles que vivem de outros rendimentos. Este efeito poderá, no entanto, ser compensado pelo facto da grande estabilidade dos rendimentos do trabalho induzir uma maior propensão ao consumo que outros rendimentos. Assim, tal como no caso do Ciclo de Vida, as conclusões da hipótese do Rendimento Permanente não permitem estabelecer uma relação definitiva entre a propensão média ao consumo e a repartição funcional do rendimento.

Expostas as relações entre as hipóteses do Ciclo de Vida e do Rendimento Permanente, não admira que elas sejam frequentemente consideradas como duas faces da mesma moeda, uma vez que, apesar de enfatizarem pontos distintos, têm não só a mesma base microeconómica como, por isso mesmo, permitem conclusões semelhantes em termos de política económica.

Em relação a tal convém destacar, no entanto, que é oposto o modo como estas duas hipóteses encaram a influência da taxa de crescimento económico no *ratio* C/Y . Modigliani (1975), baseado em argumentos de

ordem demográfica¹², prevê uma relação negativa entre estes dois valores. A suposição de Friedman (1957) é diferente. Para este autor, um crescimento mais rápido tenderá a aumentar o rendimento permanente face ao rendimento, fazendo assim subir C/Y .

Também esta hipótese é bastante sensível ao problema da operacionalização do seu conceito chave. Dependendo a sua formulação de variáveis não observáveis, nomeadamente daquelas que traduzem expectativas, as aplicações econométricas destas hipóteses têm sempre de passar pela operacionalização destes conceitos. De entre os diversos tratamentos possíveis desta questão, a prática que se tornou mais corrente consiste simplesmente em tomar como *proxy* do rendimento permanente a soma dos rendimentos passados, ponderada por pesos geometricamente decrescentes¹³.

Este procedimento tem, no entanto, alguns inconvenientes¹⁴. Primeiro, esta prática viola hipóteses básicas do modelo. Assim construída, a medida do rendimento permanente, depende do valor corrente do rendimento e, portanto, da sua parte transitória. Deste modo, estabelece-se uma relação não só entre as partes permanente e transitória do rendimento, como ainda entre esta última e o consumo. Em segundo lugar, há que reconhecer que, apesar de durante longo tempo a sua aceitação ter sido quase inquestionada, esta metodologia contrasta fortemente com as hipóteses de comportamento do consumidor a que está associada, na medida em que os seus fundamentos não podem ser encontrados na microeconomia tradicional.

Mesmo a racionalização desta prática através da sua interpretação como resultado de um mecanismo adaptativo de formação de expectativas, tem alguns pontos fracos. É sabido que, excepto em ambientes muito particulares, este tipo de mecanismo de formação de expectativas dá origem a erros de previsão sistemáticos. Por este motivo, é de admitir que agentes optimizadores procurem detectar o padrão dos erros e corrigir, deste modo, as suas expectativas, como adiante será discutido.

Finalmente, há que notar o problema da equivalência observacional. Com efeito, a operacionalização do conceito de rendimento permanente através da hipótese de expectativas adaptativas e da usual transformação

¹²“O crescimento da população leva a uma poupança positiva devido ao aumento do peso das famílias mais jovens, na sua fase de acumulação, relativamente aos reformados, na fase oposta. No caso de crescimento sustentado da produtividade, há tendência para se chegar a conclusões semelhantes, uma vez que tal crescimento significa que cada geração usufrui, ao longo da sua vida, de um rendimento que excede o das gerações precedentes pela taxa de crescimento.” Modigliani (1975) pag. 10.

¹³Vejam-se Evans (1969), Wallis (1979) e Mayes (1981).

¹⁴Veja-se Singh e Ullah (1976).

3 Desenvolvimentos Recentes

Conforme foi salientado, as hipóteses do Ciclo de Vida e do Rendimento Permanente encontram-se fortemente ligadas, tanto pela sua fundamentação como pelas conclusões a que conduzem. Elo fundamental entre estas duas hipóteses, é o facto de ambas admitirem que os agentes económicos tomam as decisões de consumo com base não no rendimento corrente, mas sim no seu próprio conceito de recursos disponíveis: o rendimento permanente¹⁵.

Se as hipóteses do rendimento permanente reúnem algum consenso no plano teórico, a sua aplicação empírica depara com alguns problemas. Foi já visto que a operacionalização do seu conceito chave, por envolver variáveis não observáveis, é habitualmente feita recorrendo a métodos simples, mas que resultam na especificação de funções consumo que não se distinguem de outras com fundamentos teóricos opostos.

O facto do problema da operacionalização das expectativas não se encontrar satisfatoriamente resolvido, explica o rápido alastramento da "Revolução das Expectativas Racionais" a este campo da teoria económica. Na opinião dos promotores desta revolução¹⁶ os mecanismos de formação de expectativas tradicionalmente supostos, originam, normalmente, previsões não óptimas. Isto porque, limitando ao mínimo o conjunto de informação utilizado pelos agentes económicos na formação de expectativas, estes mecanismos originam erros de previsão sistemáticos. A ideia implícita nestes mecanismos, segundo a qual os agentes não usam toda a informação a que têm acesso, é dificilmente conciliável com o comportamento otimizador que fundamenta estas hipóteses, bem como toda a microeconomia.

Assim, a escola das expectativas racionais sugere que as "expectativas, uma vez que são previsões informadas de acontecimentos futuros, são essencialmente as mesmas que as previsões da teoria económica relevante"¹⁷. Por detrás desta hipótese está o pressuposto que os agentes económicos se comportam como se explorassem de forma óptima toda a informação relevante para a formação das expectativas. Naturalmente esta hipótese não requer que todos os agentes contactem com tal volume de informação nem que tenham capacidade para a explorar de forma óptima. Bastará que, em média, os agentes se comportem como se tal sucedesse, por exemplo, tomando as suas decisões com base em previsões de alguma instituição especializada.

¹⁵Por este motivo, as hipóteses do Ciclo de Vida e do Rendimento Permanente serão, daqui em diante, designadas por hipóteses do rendimento permanente.

¹⁶Vejam-se a este respeito Begg (1982) e Attfield *et al.* (1985).

¹⁷Muth (1961)

As expectativas assim formadas deverão dar origem a erros de previsão com características óptimas. Sendo previsões que se supõe utilizarem de forma óptima toda a informação relevante, elas deverão ser as mais eficientes, no sentido em que os seus erros devem ter variância menor que os originados por qualquer outro processo de formação de expectativas. Por outro lado, usando toda a informação disponível, nomeadamente a contida nos erros, estes deverão ter média nula e ser puramente aleatórios, no sentido de serem totalmente independentes de toda a informação disponível.

Características tão atraentes levaram a que fossem estudadas as consequências da adopção desta hipótese de formação de expectativas nas mais diversas áreas da teoria económica. Surgiu assim, na última década, uma volumosa literatura explorando as implicações da admissão da hipótese conjunta Expectativas Racionais-Rendimento Permanente (ERRP).

3.1 A Hipótese Expectativas Racionais-Rendimento Permanente

Pioneiro nesta linha, o trabalho de Hall (1978) analisa a conjugação da hipótese das expectativas serem formadas racionalmente com o problema de optimização, subjacente às hipóteses do rendimento permanente, o qual pode ser formalizado como:

$$MAX \quad E_t \sum_{s=t}^T U(C_s)(1+m)^{t-s} \quad (2)$$

$$Suj. \text{ a } A_t + \sum_{s=t}^T (Y_s - C_s)(1+r)^{t-s} = A_T. \quad (3)$$

T Horizonte temporal do plano.

$U(\cdot)$ Função de utilidade estritamente côncava e invariável no tempo.

C_t Consumo do período t (em termos reais).

A_t Activos em termos reais no início do período t .

Y_t Rendimento real no período t .

E_t Valor esperado condicional à informação disponível no período t .

r Taxa de juro, suposta constante.

m Taxa de preferência intertemporal.

A solução deste problema pode ser obtida, construindo a função Lagrangeana

$$\mathcal{L}(C_s, \lambda) = E_t \sum_{s=t}^T U(C_s)(1+m)^{t-s} + \lambda[A_t - A_T + \sum_{s=t}^T (Y_s - C_s)(1+r)^{t-s}]$$

e resolvendo o habitual conjunto de condições de primeira ordem definidas por

$$\begin{cases} \partial \mathcal{L}(C_s, \lambda) / \partial C_s = E_t U'(C_s)(1+m)^{t-s} - \lambda(1+r)^{t-s} = 0 \\ \partial \mathcal{L}(C_s, \lambda) / \partial \lambda = A_t + \sum_{s=t}^T (Y_s - C_s)(1+r)^{t-s} = A_T \end{cases} \quad (4)$$

em que $U'(C_s)$ é a utilidade marginal do consumo no período s e λ o multiplicador de Lagrange.

De (4) retira-se imediatamente a relação entre as utilidades marginais do consumo em dois períodos. Tomando o caso particular de t e $t+1$, esta relação é dada por

$$E_t[U'(C_{t+1})] = \frac{(1+m)}{(1+r)} U'(C_t).$$

Admitindo a hipótese crucial de expectativas racionais, caracterizada por

$$E_t[U'(C_{t+1})] = U'(C_{t+1}) + \epsilon_{t+1},$$

onde ϵ_{t+1} é uma variável aleatória independente de toda a informação anterior ao período $t+1$, fica-se com

$$U'(C_{t+1}) = \frac{(1+m)}{(1+r)} U'(C_t) - \epsilon_{t+1}. \quad (5)$$

Desenvolvendo $U'(C_{t+1})$ em série de Taylor em torno de C_t , e ignorando os termos de ordem igual ou superior a dois, obtém-se

$$U'(C_{t+1}) = U'(C_t) + (C_{t+1} - C_t)U''(C_t). \quad (6)$$

Igualando (5) a (6) tem-se:

$$C_{t+1} = C_t + \frac{(m-r)U'(C_t)}{(1+r)U''(C_t)} - \frac{\epsilon_{t+1}}{U''(C_t)}.$$

Designando por ξ a elasticidade da utilidade marginal, tem-se

$$C_{t+1} = \left[1 + \frac{(m-r)}{(1+r)\xi}\right] C_t + u_{t+1}, \quad u_{t+1} = -\frac{\epsilon_{t+1}}{U''(C_t)}. \quad (7)$$

Chega-se, assim, a uma expressão para C_{t+1} que depende do valor do consumo corrente e de uma variável aleatória, havendo, no entanto, que analisar o comportamento do termo residual e do parâmetro de C_t . Quanto a este, ele será constante caso se verifique uma igualdade entre as taxas de juro e de preferência intertemporal, ou se ξ for constante, o que se verifica para um vasto conjunto de funções utilidade. Em todo o caso, é de supor que m e r tenham valores próximos, e que a variação de ξ seja lenta, pelo que se pode admitir que, considerar constante o parâmetro de C_t em (7) constitui, na pior das hipóteses, uma razoável aproximação. No que diz respeito ao termo estocástico, é de admitir que $U''(C_t)$ varie lentamente no tempo, ou mesmo que seja constante, pelo que u_t terá propriedades semelhantes a ϵ_t , ainda que possa exibir uma certa heteroescedasticidade.

A conclusão mais importante que se retira da observação de (7) — e que é independente da forma particular da função utilidade suposta, como se acaba de demonstrar — é que, à parte do consumo corrente, nenhuma outra variável ajuda a prever o consumo futuro.

Este resultado interpreta-se com facilidade tendo em atenção que, da própria definição de rendimento permanente $\mathcal{Y}P$ se tem

$$E_{t-1}(\mathcal{Y}P_t) = \mathcal{Y}P_{t-1}.$$

Admitindo-se a hipótese de expectativas racionais definida como

$$E_{t-1}(\mathcal{Y}P_t) = \mathcal{Y}P_t + \epsilon_t,$$

em que ϵ_t é uma variável aleatória com as características já atrás definidas, encontra-se

$$\mathcal{Y}P_t = \mathcal{Y}P_{t-1} - \epsilon_t. \quad (8)$$

Assim, a aceitação desta hipótese de formação de expectativas implica que o rendimento permanente siga um *passeio aleatório*. Uma vez que se admite que as expectativas são formadas incorporando toda a informação disponível, só o acesso a nova informação poderá alterar as previsões assim formadas. Então $\mathcal{Y}P_t$ diferirá de $\mathcal{Y}P_{t-1}$ apenas devido à assimilação de informação não disponível em $t-1$ e, portanto, independente de todas as variáveis datadas desse período ou anteriores.

Sendo o consumo, conforme é postulado pelas hipóteses em estudo, uma fracção K do rendimento permanente,

$$C_t = K Y P_t, \quad (9)$$

então deverá também seguir um passeio aleatório, constituindo o consumo presente a melhor previsão para o consumo do período seguinte,

$$C_t = C_{t-1} - K \epsilon_t.$$

Toda a análise atrás desenvolvida teve por base o comportamento de um consumidor considerado representativo. Em termos macroeconómicos, no entanto, os resultados obtidos devem ser ligeiramente alterados. Com efeito, no contexto da hipótese do Ciclo de Vida, é de supor que, numa economia em crescimento, as novas gerações esperem rendimentos superiores aos que foram auferidos por aquelas que substituem. A nível agregado, é de esperar que rendimento permanente e consumo evoluam segundo uma tendência, sem que o mesmo se passe a nível individual.

A melhor previsão do consumo no período $t + 1$ será então, em termos macroeconómicos, o consumo em t , ajustado pela tendência. Isto é, uma função do tipo

$$C_t = \alpha + \beta C_{t-1} + \epsilon_t, \quad (10)$$

em que α e β são parâmetros e ϵ_t são variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas (*i.i.d.*), gerará as melhores previsões possíveis para C_t , no sentido em que nenhuma variável com data $t - 1$ ou anterior causará — no sentido de Granger (1969)¹⁸ — as suas variáveis residuais.

Atente-se que nunca se pretendeu interpretar (10) como uma equação estrutural, uma vez que nessa forma se supõe que o rendimento corrente, bem como outras variáveis contemporâneas, podem influenciar o consumo, na medida em que contenham nova informação. O resultado a que a

¹⁸No essencial, a definição de causalidade dada em Granger (1969), consiste em considerar que uma variável x causa a variável y , se as previsões de y que se obtêm usando toda a informação, são melhores que as que se obtêm excluindo x do conjunto de informação usado.

Nesta formulação, a causalidade à Granger não é operacional, uma vez que implicaria a utilização de toda a informação. Assim, é sempre necessário particularizar esta definição de forma a adaptá-la ao contexto em estudo.

No decorrer deste trabalho, entende-se que uma variável X_t causa, no sentido de Granger, o residuo u_t de uma dada equação, se o valor esperado de u_t , dado X_t , for diferente de zero, ou seja, se X_t tem coeficiente significativo quando introduzido na referida equação.

aceitação da hipótese conjunta ERRP conduz é de que, no entanto, nem os valores desfasados dessas variáveis, nem eventuais previsões econométricas do seu valor futuro, podem melhorar a previsão do consumo efectuada de acordo com (10).

Esta é a principal consequência da eventual aceitação da hipótese ERRP: por mais complexo que seja o modelo de uma economia em que tal hipótese se verifique, na forma reduzida a equação do consumo terá como única variável explicativa o consumo desfasado de um período, além de uma eventual tendência. Também a variável residual desta equação tem uma interpretação precisa: ela representa, além da diferença entre consumo planeado e verificado, a influência de nova informação sobre o rendimento permanente.

Em termos de política económica, as implicações desta hipótese não são mais do que a soma das consequências das suas sub-hipóteses. Isto é, só políticas económicas que afectem o valor do rendimento permanente têm repercussão no consumo, e as autoridades só podem influenciar o rendimento permanente através de acções de política económica não antecipadas pelos agentes. Caberá então ao analista, nas palavras do próprio Hall¹⁹, “a difícil tarefa de avaliar o efeito de uma dada política no rendimento permanente, de modo a poder inferir os seus efeitos no consumo”.

Apesar de ser uma hipótese extraordinariamente forte — a de supor que os consumidores são racionais, no sentido em que utilizam de forma óptima toda a informação relevante na construção das suas expectativas — não se pode deixar de reconhecer que esta é uma forma de interpretar e operacionalizar o conceito de rendimento permanente, bastante mais fundamentada do que as anteriormente sugeridas, além de que, implicando um particular comportamento dinâmico para o consumo, é susceptível de ser testada.

3.1.1 Testes à Hipótese Expectativas Racionais-Rendimento Permanente

Dos vários tipos de testes a que esta hipótese tem sido submetida, o mais simples é aquele que procura tão só confirmar a ideia de que nenhuma variável com data $t - 1$ ou anterior, causa à Granger as variáveis residuais de

$$C_t = \alpha + \beta C_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (10)$$

¹⁹Veja-se Hall (1978) pag. 968.

ou, o que é o mesmo, não apresenta coeficiente significativo quando introduzida naquela relação.

Este foi o tipo de teste utilizado por Hall (1978) como suporte para a sua hipótese. Apesar das críticas que Davidson e Hendry (1981) apresentam quanto à metodologia seguida²⁰, os resultados apresentados não confirmam em absoluto a compatibilidade da hipótese com os dados da economia americana, ainda que Hall os considere globalmente positivos.

Com efeito, Hall verifica que tanto o consumo desfasado mais de um período, como o rendimento desfasado, são variáveis que não apresentam coeficientes significativos quando introduzidas em (10). No entanto, incluindo em (10), como regressor adicional, o valor desfasado de um determinado índice de cotações de títulos, constata-se que a previsão do consumo melhora significativamente. Se os resultados obtidos com o consumo e o rendimento constituem um forte suporte para a hipótese ERRP, os resultados proporcionados pelo índice de cotações de títulos representam a sua rejeição inequívoca. Globalmente, no entanto, os resultados são considerados satisfatórios, na medida em que são compatíveis com uma versão modificada da hipótese, que será apresentada noutro ponto deste trabalho.

Resultados mais conclusivos são apresentados, entre outros, por Daly e Hadjimatheou (1981), Cuddington (1982), Muellbauer (1983) e Johnson (1983) que, com base nos resultados deste tipo de teste, rejeitam decisivamente a hipótese ERRP, respectivamente para o Reino Unido, Canadá, novamente Reino Unido e Austrália.

Surgem também trabalhos²¹ que estudam conjuntamente a equação do consumo dada por (10), com uma equação descritiva da evolução temporal do rendimento. Especificadas estas relações, é então possível efectuar um vasto leque de exercícios. Nomeadamente, é possível realizar o teste acima descrito — e que consiste em verificar se outras variáveis desfasadas causam à Granger os resíduos de (10) — tendo agora explicitamente em conta a *inovação* do rendimento. É também possível avaliar a importância do rendimento *antecipado* na previsão do consumo.

O que, tipicamente, estes estudos fazem, é postular um modelo descritivo da evolução temporal do rendimento, por exemplo um processo auto-

²⁰Davidson e Hendry (1981) criticam o facto de Hall não testar a equação (10) contra outra que considere todas as outras variáveis potencialmente relevantes, incluindo o rendimento corrente. De acordo com um estudo de simulação efectuado por estes autores, o procedimento de Hall pode enviesar seriamente os resultados a favor da aceitação das conclusões da hipótese ERRP.

²¹Veja-se Flavin (1981), (1985), Bilson (1980a) e Muellbauer (1983).

-regressivo de terceira ordem - $AR(3)$ - definido como

$$Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \beta_3 Y_{t-3} + \varepsilon_t^\circ, \quad (11)$$

em que $\{\beta_i : i = 1, 2, 3\}$ é o conjunto de parâmetros a estimar e ε_t° são as habituais variáveis aleatórias *i.i.d.*. É agora possível estimar uma equação da forma

$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{Y}_t + \alpha_2 \varepsilon_t^\circ + \alpha_3 C_{t-1} + \alpha_4 Z_{t-1} + \varepsilon_t^*,$$

em que $\{\alpha_i : i = 0, 1, 2, 3, 4\}$ é o conjunto de parâmetros a estimar, ε_t^* são variáveis estocásticas *i.i.d.*, \hat{Y}_t o rendimento antecipado de acordo com (11), ε_t° a inovação do rendimento (isto é: o erro de previsão), e Z_{t-1} representa o conjunto de outras variáveis desfasadas cuja significância é testada. Os resultados deste procedimento serão favoráveis à hipótese ERRP se não for possível rejeitar a hipótese

$$\alpha_1 = \alpha_4 = 0,$$

sendo a impossibilidade de rejeitar $\alpha_1 = 0$, indício de “excesso de sensibilidade” ao rendimento.

Também estes estudos não são, no seu conjunto, favoráveis à hipótese em causa. No entanto esta literatura não parece muito conclusiva, não só devido a algumas deficiências na especificação dos testes²², como pelo facto dos seus resultados serem condicionais à forma usada para construir a previsão do rendimento. Esta questão tem tanto mais importância quanto é facto que, se a forma de (10) deriva directamente de hipóteses teoricamente fundamentadas e que são o objecto dos testes a efectuar, as equações usadas para prever o rendimento são postuladas de uma forma totalmente *ad hoc*. Acrescente-se ainda que, em alguns dos exemplos citados, a formulação adoptada é contrária ao espírito do modelo. Com efeito, sendo as previsões do rendimento construídas com base em modelos auto-regressivos (*AR*) ou de médias-móveis (*MA*), contraria-se um dos pressupostos da hipótese de expectativas racionais, uma vez que se restringe o conjunto de informação usado para a previsão ao histórico da própria variável, fazendo-se assim uma indesejável aproximação às expectativas adaptativas.

Por outro lado, Campbell e Deaton (1987) referem que a equação que descreve a evolução do rendimento implica frequentemente que este tenha

²²König (1980) critica a frequente sobre-parametrização dos modelos descritivos da evolução temporal do rendimento.

Mankiw e Shapiro (1985) notam que, quando o rendimento segue um *passeio aleatório* ou um processo auto-regressivo próximo da não estacionaridade, a prática corrente que consiste em estimar modelos aos quais foi previamente retirada a tendência, envia os resultados a favor da rejeição da hipótese ERRP.

maior variância que o rendimento permanente e que o consumo²³, contrariando tudo o que é sugerido pelas hipóteses do rendimento permanente.

3.2 Possíveis Causas de uma Rejeição Indevida da Hipótese Expectativas Racionais-Rendimento Permanente

O fraco suporte que estes estudos proporcionam à hipótese conjunta ERRP, não é suficiente para a sua rejeição imediata. Com efeito, estas conclusões podem ser apenas o resultado da inadequação de algumas das hipóteses secundárias admitidas nos trabalhos citados. A grande popularidade das expectativas racionais, bem como das hipóteses do rendimento permanente, levou a que se procurassem encontrar causas para a rejeição destas hipóteses, nas simplificações usadas na obtenção de (10), algumas das quais serão seguidamente analisadas.

3.2.1 Má Especificação do Processo Estocástico da Variável Residual

Se se admitir que a relação (9) entre consumo e rendimento permanente não é exacta mas estocástica, tem-se então

$$C_t = K Y P_t + \eta_t, \quad (12)$$

em que η_t é a habitual variável aleatória. Tendo em atenção (8), (12) pode ser escrita na forma

$$C_t = C_{t-1} + \eta_t - \eta_{t-1} - K \epsilon_t.$$

Uma vez que, da agregação de um ruído branco com um processo $MA(1)$ resulta, ainda, um processo $MA(1)$ de parâmetro θ^{24} tem-se então

$$C_t = C_{t-1} + \eta'_t - \theta \eta'_{t-1}, \quad (13)$$

²³ "... a primeira diferença dos rendimentos do trabalho, nos Estados Unidos, é bem descrita por um $AR(1)$ com parâmetro auto-regressivo positivo. Inovações num tal processo são 'mais que permanentes'; não há tendência determinística ao qual a série deva regressar, e espera-se que a boa ou má fortuna de um período se repita, pelo menos parcialmente, no seguinte. Alterações do rendimento permanente devem, portanto, ser maiores que as inovações no rendimento corrente..." Campbell e Deaton (1987), *Abstract*.

²⁴ Veja-se Harvey (1981).

onde η'_t são, também, variáveis estocásticas *i.i.d.*. A aproximação macroeconómica de (13) será idêntica a (10), supondo, no entanto, uma estrutura $MA(1)$ para o seu termo residual.

Outra forma de fundamentar a citada estrutura para o erro de (10), advém de se considerar a durabilidade dos bens de consumo e das consequentes transformações no problema definido por

$$MAX \quad E_t \sum_{s=t}^T U(C_s)(1+m)^{t-s}$$

$$Suj. \quad A_t + \sum_{s=t}^T (Y_s - C_s)(1+r)^{t-s} = A_T.$$

Se se admitir a hipótese de que o fluxo de consumo desfrutado pelos agentes económicos é função de um *stock* - K_t - de bens de durabilidades várias, pode considerar-se esse *stock* como o argumento apropriado da função utilidade deste problema. Se esta função for "bem comportada", permitindo o desenvolvimento anteriormente apresentado, tem-se então

$$K_t = \alpha + \beta K_{t-1} + u_t, \quad (14)$$

em que α e β são parâmetros e u_t tem o significado usual.

Definindo d como a taxa de depreciação média do *stock* de bens de consumo, a relação entre o seu valor em dois períodos consecutivos pode ser expressa como

$$K_t = (1-d)K_{t-1} + DC_t, \quad (15)$$

onde DC_t é a despesa em bens de consumo no período t . De (14) e (15), obtém-se

$$DC_t = \alpha d + \beta DC_{t-1} + u_t - (1-d)u_{t-1}. \quad (16)$$

Esta hipótese conduz novamente a uma expressão para o consumo, que é semelhante a (10), mas onde o processo estocástico da variável residual tem uma estrutura do tipo $MA(1)$. Uma vez que alguns bens normalmente considerados não duradouros, não se depreciam totalmente num único período, especialmente se os dados forem trimestrais, (16) aplica-se, ainda que se considere apenas o consumo de bens não duradouros, como é o caso de Hall (1978).

A má especificação do processo estocástico da variável residual de (10), tem duas consequências fundamentais. Por um lado, as propriedades tradicionais dos estimadores são alteradas, lançando-se assim alguma dúvida sobre a análise estatística que ignore este factor. Por outro, a exploração

da informação sobre o processo aleatório do erro, permite fazer claramente melhor do que simplesmente prever o consumo futuro como o consumo presente, ajustado pela tendência.

Mankiw (1982), Holden e Peel (1985) e, mais recentemente Kugler e Bossard (1987) estudaram empiricamente esta questão para dados de diversas economias. Dos seus trabalhos conclui-se que não só há pouca evidência suportando a hipótese do erro de (10) ser $MA(1)$, como, mesmo tendo em atenção esta hipótese, continua a haver variáveis desfasadas causadoras à Granger dos resíduos da referida equação.

3.2.2 Diferença Entre as Taxas de Juro e de Actualização dos Rendimentos Futuros

Esta abordagem, devida a Hayashi (1982), parte do resultado habitual das hipóteses do rendimento permanente, segundo o qual o consumo é uma proporção K da riqueza, humana e não humana, antecipada pelos agentes económicos. Esta relação pode ser escrita, como o fazem Ando e Modigliani (1963), na forma

$$C_t = K \left[A_t + \sum_{i=0}^T \frac{E_t(Y L_{t+i})}{(1+\mu)^i} \right], \quad (17)$$

em que A_t é a riqueza não humana, $Y L$ o rendimento do trabalho e μ a taxa de actualização dos rendimentos futuros. Conforme foi anteriormente analisado, os problemas com a utilização desta relação residem na necessidade de operacionalizar satisfatoriamente o conceito de riqueza humana - H_t - definida como

$$H_t = \sum_{i=0}^T \frac{E_t(Y L_{t+i})}{(1+\mu)^i} = Y L_t + \frac{E_t(Y L_{t+1})}{(1+\mu)} + \dots \quad (18)$$

O método proposto para solucionar este problema utiliza o processo desenvolvido por Hayashi (1979) e que consiste em subtrair

$$(1+\mu)H_{t-1} = (1+\mu)Y L_{t-1} + E_{t-1}(Y L_t) + \frac{E_{t-1}(Y L_{t+1})}{(1+\mu)} + \dots \quad (19)$$

a (18) de onde se obtém

$$H_t = (1+\mu)(H_{t-1} - Y L_{t-1}) + g_t, \quad (20)$$

onde,

$$g_t = \sum_{i=0}^T \frac{(E_t - E_{t-1})(Y L_{t+i})}{(1+\mu)^i}.$$

Desta forma, a riqueza humana no período t pode ser escrita como uma equação às diferenças, estocástica, em que g_t traduz a revisão da expectativa da riqueza humana, resultante da aquisição de nova informação. Dada a hipótese de expectativas racionais, g_t deverá ser independente de toda a informação anterior ao período t , incluindo g_{t-1} .

Agora, (17) pode ser escrita nas formas

$$C_t = K(A_t + H_t) \quad (21)$$

$$H_t = \frac{C_t}{K} - A_t. \quad (22)$$

Substituindo (22) em (20), obtém-se

$$C_t = (1 + \mu)C_{t-1} + K[A_t - (1 + \mu)(A_{t-1} + YL_{t-1})] + Kg_t.$$

Tendo em atenção a restrição orçamental dada por

$$A_t = (1 + r)[A_{t-1} + YL_{t-1} - C_{t-1}] + p_t,$$

em que r é a taxa de juro e p_t é uma variável aleatória que traduz variações não antecipadas do preço dos activos, obtém-se

$$C_t = [(1 + \mu) - K(1 + r)]C_{t-1} + K(r - \mu)(A_{t-1} + YL_{t-1}) + K(g_t + p_t). \quad (23)$$

Admitindo agora que os consumidores tomam como taxa de desconto dos rendimentos futuros a taxa de juro, isto é, que se verifica a igualdade,

$$\mu = r, \quad (24)$$

tem-se:

$$C_t = (1 + r)(1 - K)C_{t-1} + K(g_t + p_t).$$

Conclui-se então que o reconhecimento da possibilidade de (24) não se verificar, implica a atribuição de papel explícito a outras variáveis correntes na previsão do consumo futuro, ainda que se verifique a hipótese ERRP.

Os resultados empíricos apresentados por Hayashi (1982) permitem concluir que, nos Estados Unidos, (24) não se verifica, tendo-se, pelo contrário

$$\mu > r.$$

Na linha de Nagatani (1972), Hayashi interpreta este resultado como consequência dos consumidores considerarem um rendimento incerto como

um rendimento menor, sendo então a taxa de actualização dos rendimentos futuros, igual à taxa de juro, acrescida de um “prémio de risco”.

Sugerindo esta abordagem uma explicação plausível para a abundância de resultados desfavoráveis à hipótese ERRP, não são, no entanto, apresentados por Hayashi (1982) testes que permitam avaliar se a variável residual de (23) é causada, no sentido de Granger, por variáveis desfasadas.

3.2.3 Variação da Taxa de Juro Real

Na modelização do comportamento do consumidor que conduziu a (10), supôs-se sempre que a taxa de juro real era constante durante todo o período. O abandono desta hipótese leva a que o parâmetro de C_t em (10), que depende desta taxa, como se depreende de

$$C_{t+1} = [1 + \frac{(m-r)}{(1+r)}\xi]C_t + u_{t+1},$$

passa a ser variável. Além disso, implica que a variável residual seja função da inovação não só do rendimento, mas também da taxa de juro.

Muellbauer (1983) e Wickens e Molana (1984) estudaram este caso, com dados relativos ao Reino Unido, tendo verificado que, de facto, os dados tratados são compatíveis com a hipótese do parâmetro auto-regressivo em causa ser função da taxa de juro real, e não uma constante. Os mesmos estudos apontam também para a existência de uma relação significativa entre o resíduo da equação do consumo na sua forma reduzida, e a inovação de uma equação descritiva da evolução temporal da taxa de juro.

No entanto, mesmo generalizando (10) de forma a permitir a influência da taxa de juro no parâmetro de C_{t-1} , não é possível aceitar a hipótese de que as variáveis desfasadas não causam à Granger os seus resíduos. A mesma conclusão foi obtida por Mankiw (1981) e Shapiro (1984) para os Estados Unidos, não parecendo, pois, residir nesta questão a chave do insucesso da hipótese ERRP.

3.2.4 Durabilidade do Consumo

Uma causa frequentemente apontada para a rejeição da hipótese ERRP é o deficiente tratamento dado ao problema da durabilidade dos bens e serviços de consumo²⁵.

²⁵Veja-se por exemplo Hall (1987).

No entanto, a literatura sobre este tema parece encontrar-se ainda numa fase embrionária. Com efeito, a maioria dos testes realizados procuram evitar este problema, tratando os bens de consumo duradouros de forma autónoma ou, simplesmente, não os tratando. Este procedimento tem obviamente dois inconvenientes. Por um lado, não permite modelizar as relações entre os vários tipos de bens de consumo. Por outro, ignora a durabilidade de bens e serviços tradicionalmente vistos como não duradouros.

De entre os poucos estudos que procuram tratar num mesmo quadro teórico o consumo dos vários tipos de bens e serviços, salientam-se os de Mankiw (1985), Bernanke (1985) e Hayashi (1985b). Destes, os dois primeiros referem-se ao caso norte americano e o último a um *painel* de famílias japonesas.

O procedimento seguido em qualquer destes trabalhos, consiste na resolução do problema de optimização intertemporal do consumidor, considerando uma função objectivo que tem como argumentos o consumo de diversos tipos de bens. No entanto, a forma como esta generalização do problema do consumidor é tratada, difere bastante de trabalho para trabalho, nomeadamente devido ao facto de cada autor considerar uma especificação particular da função utilidade. A falta de generalidade destes estudos não só limita bastante as suas conclusões, como impede uma apresentação unificada do tema.

Do lote de trabalhos acima referenciados, o de Mankiw (1985) é aquele cujas conclusões são mais favoráveis à hipótese ERRP.

Supondo que a função objectivo do problema do consumidor é da forma

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \frac{\frac{C_{t+s}^{(1-\mu)}}{(1-\mu)} + \phi \frac{K_{t+s}^{(1-\beta)}}{(1-\beta)}}{(1+m)^s}$$

em que μ, β e ϕ são parâmetros positivos, C_t e K_t são, respectivamente, o consumo de bens não duradouros e o *stock* de bens duradouros no período t e os restantes símbolos têm o significado já definido, este autor é conduzido a uma equação semelhante à obtida por Hall (1978).

As alterações são que, agora, a variável dependente é a primeira diferença do logaritmo do consumo de bens não duradouros, e a taxa de juro real surge explicitamente como regressor, assumindo a equação a seguinte forma

$$\Delta \log C_t = \alpha + \beta r_t + \varepsilon_t,$$

em que r_t é a taxa de juro real no período t e ε_t são as habituais variáveis *i.i.d.*.

Estudando o comportamento desta equação no caso norte americano, Mankiw (1985) conclui que a previsão de $\log C_t$ que se obtém com esta equação, não pode ser melhorada considerando a taxa de crescimento do rendimento como regressor adicional.

No entanto, este resultado não faz mais do que confirmar a conclusão de Hall (1978) que, com dados semelhantes, tinha rejeitado a hipótese de o consumo poder ser previsto a partir de valores desfasados do rendimento.

Finalmente, verifica-se que os estudos de Bernanke (1985) e Hayashi (1985b), não favorecem a hipótese ERRP, apontando ambos para uma excessiva sensibilidade do consumo a variações do rendimento.

3.2.5 Lenta Difusão da Informação

A hipótese de expectativas racionais, na forma em que é utilizada no modelo, pressupõe que os agentes económicos têm acesso a toda a informação relevante para a construção das suas previsões. Esta hipótese pode ser relaxada se se admitir que os agentes não dispõem de toda a informação relativa ao período corrente, ficando esta deficiência a dever-se à não instantaneidade da sua difusão.

Neste caso, o facto de algumas variáveis anteriores ao período t causarem à Granger os resíduos de (10), pode resultar apenas da lenta difusão da informação, e não da não verificação de alguma das hipóteses mais importantes subjacentes ao modelo de Hall.

Esta questão é levantada por Holden e Peel (1985) que, supondo estar toda a informação disponível com um atraso máximo de um período, concluem que a existência de variáveis desfasadas dois períodos que causam à Granger os resíduos de (10), não seria conciliável com a hipótese de expectativas racionais.

3.2.6 Não Ajustamento Imediato do Consumo à Informação Disponível

Este é o argumento usado por Hall (1978) para conciliar os resultados empíricos obtidos com os que eram teoricamente esperados. Na sua opinião, algumas componentes do consumo podem reagir, com um certo desfaseamento, à informação disponível — nomeadamente devido à existência de custos de ajustamento sob a forma, por exemplo, de abstenção de lazer.

Então, parte da variação do consumo de um período para outro é tão só o resultado de um ajustamento incompleto no período anterior, pelo que depende, não da nova informação, mas de informação já disponível no período anterior. Assim, há a possibilidade de variáveis desfasadas causarem à Granger os resíduos de (10), na medida em que estejam correlacionadas com a informação que ocasionou o ajustamento incompleto do consumo.

Em última análise, o facto de o consumo poder não se ajustar total e imediatamente à informação disponível sobre o rendimento permanente, faz com que a hipótese ERRP praticamente não seja testável. Aliás, o mesmo se passa com a possibilidade da difusão da informação ser suficientemente lenta para que variáveis anteriores ao período t possam causar à Granger os resíduos de (10).

Com efeito, em qualquer dos casos, a rejeição da principal conclusão da hipótese ERRP pode ficar a dever-se a outros factores que não a própria invalidade da hipótese. Esta será, então, compatível com os resultados empíricos, quaisquer que eles sejam.

A única forma de superar este problema, consiste em estabelecer, tal como fazem Holden e Peel (1985), um limite máximo para os tempos de difusão de informação e de ajustamento do consumo, e investigar se variáveis com desfasamentos superiores ao admitido causam à Granger os resíduos de (10). As conclusões que assim se obtêm dependem crucialmente dos pressupostos admitidos quanto às velocidades de percepção e acção dos agentes económicos, pelo que é sempre possível definir limites compatíveis com a hipótese ERRP.

3.3 Críticas à Hipótese Expectativas Racionais-Rendimento Permanente

Uma vez analisados alguns motivos que poderiam originar a rejeição indevida da hipótese ERRP, e tendo em atenção os resultados apresentados na literatura²⁶, será interessante procurar na própria hipótese os motivos da sua rejeição.

3.3.1 Processos de Aprendizagem e Mecanismos de Formação de Expectativas

Conforme já foi salientado, a hipótese de expectativas racionais tem como principal mérito o facto de permitir generalizar ao problema da

²⁶Para um resumo dos estudos sobre este tema, veja-se Hall (1987).

formação de expectativas, o comportamento otimizador dos agentes económicos, que é a base de toda a microeconomia e pressuposto fundamental das hipóteses do rendimento permanente.

As exigências da hipótese de expectativas racionais vão, no entanto, para além deste tipo de comportamento. Assume-se, também, que os agentes dispõem de toda a informação relevante para as suas previsões. É esta suposição acerca das disponibilidades de informação que atrai a maior parte das críticas a esta hipótese. O facto de não ser indicado o modo como os agentes económicos adquirem os conhecimentos necessários à formação deste tipo de expectativas, parece supor que os agentes económicos se apercebem de imediato de todas as alterações do sistema económico, adaptando instantaneamente as suas acções ao novo ambiente.

Como nota B. M. Friedman (1979), o que parece faltar a esta hipótese é alguma indicação quanto à forma como se desenrola o processo de aprendizagem por parte dos agentes económicos. Este autor mostra que, complementando-se a hipótese de expectativas racionais com um mecanismo de aprendizagem óptimo (mínimos quadrados), se é conduzido a que os erros das expectativas assim formadas só assintoticamente tenham a propriedade de serem ortogonais à informação disponível.

Esta poderá, então, ser uma das causas da não verificação empírica da hipótese ERRP que, conforme se sabe, depende crucialmente desta característica do erro de previsão.

A hipótese de expectativas racionais poderá então constituir uma boa aproximação à realidade de certos mercados — em particular daqueles cuja organização é mais perfeita e “transparente” — sendo, no entanto, uma hipótese demasiado forte para descrever o comportamento geral dos agentes económicos.

A menor atenção que esta hipótese dá ao processo de aquisição de informação, e as reconhecidas insuficiências da hipótese de expectativas adaptativas, estão na base do conceito de expectativas assintoticamente racionais, formulado por Patterson (1987).

De acordo com este autor, é possível conceber vários mecanismos de formação de expectativas que, tendo por base um processo de aprendizagem, geram expectativas assintoticamente racionais, no sentido em que os erros cometidos pelos agentes económicos, no curto prazo, vão sendo progressivamente reduzidos por forma a serem eliminados no longo prazo, sendo a sua soma finita.

Note-se que, no entanto, estes mecanismos apenas retêm as suas propriedades em determinados ambientes, e que apresentam algumas carac-

terísticas semelhantes aos mecanismos adaptativos, nomeadamente o facto das previsões apenas terem em conta a informação contida no histórico da própria variável.

Apesar destas limitações, este conceito parece ter um desempenho empírico bastante aceitável e de que são testemunha os resultados obtidos por Patterson (1987) na modelização das celebres séries de Livingstone sobre as expectativas de inflação nos Estados Unidos.

3.3.2 Restrições de Liquidez e as Hipóteses do Rendimento Permanente

Estas hipóteses têm estado sob os constantes olhares da crítica²⁷, desde a sua formulação inicial. No entanto estas críticas têm-se centrado predominantemente em aspectos mais ou menos auxiliares das hipóteses, e não naquilo que constitui a sua ruptura fundamental com os pressupostos Keynesianos. Assim, parece ser hoje comumente aceite — tanto no plano teórico como empírico — que o rendimento evolui no tempo de uma forma bastante mais errática que o consumo, ficando esta diferença de comportamento a dever-se ao facto dos agentes económicos tomarem as suas decisões de consumo de acordo com alguma noção de recursos disponíveis menos volátil do que o simples rendimento disponível no período.

Menos consensual parece ser a ideia subjacente a estas hipóteses, segundo a qual o rendimento corrente só afecta o consumo através da sua componente permanente. Conforme foi analisado, esta conclusão tem subjacente o pressuposto de que todos os indivíduos, quando o seu rendimento transitório é negativo, podem recorrer a um mercado de capitais funcionando de forma perfeita, de modo a que as suas decisões nunca sejam condicionadas por restrições de liquidez.

Sendo esta hipótese, quanto ao funcionamento dos mercados de capitais, reconhecidamente irrealista²⁸, é de supor que o consumo seja mais sensível a flutuações do rendimento do que é suposto por estas hipóteses.

Pissarides (1978), por exemplo, estuda o comportamento óptimo dos consumidores no contexto de uma economia onde existem activos com diversos graus de liquidez, e onde a taxa de juro dos empréstimos contraídos pelos consumidores é superior à taxa de remuneração dos activos que podem adquirir.

²⁷ Veja-se Ferber (1973).

²⁸ Veja-se Friedman (1957) pag. 17.

Admitindo que os activos mais líquidos são também os que proporcionam menor rendimento, os ajustamentos na composição da carteira de um agente económico, induzidos por um decréscimo inesperado do nível de rendimento, seguem a seguinte ordem: i) Redução dos activos líquidos; ii) Redução dos activos ilíquidos, se i) for insuficiente; iii) contracção de empréstimos, caso i) e ii) não sejam suficientes.

Admitindo que a taxa a que os consumidores descontam os rendimentos esperados é função das taxas de juro dos títulos em carteira, Pissarides conclui que variações inesperadas do rendimento implicarão alterações do valor da taxa de desconto, por implicarem reajustamentos da composição da carteira. A sensibilidade do consumo ao rendimento é, assim, maior do que é suposto pela teoria original, uma vez que o impacte das suas variações no rendimento permanente é amplificado pelo comportamento da taxa de desconto.

Esta é, naturalmente, uma das causas que poderá explicar a rejeição da hipótese ERRP, tendo sido estudada, entre outros, por Hayashi (1982), Muellbauer (1983), Flavin (1985) e Muellbauer e Bover (1986). No entanto, estes estudos não são uniformes, nem quanto à sua metodologia nem quanto aos resultados obtidos.

Hayashi (1982) aplica o método sugerido por Hall (1978), que se baseia no pressuposto que uma parte dos consumidores se comporta conforme é sugerido pela hipótese ERRP, enquanto, devido a restrições de liquidez, os restantes consumidores se limitam a consumir em função do seu rendimento disponível.

Estudando o caso dos Estados Unidos, este autor conclui que é muito significativa a parcela das despesas de consumo que pode ser considerada como simples função do rendimento disponível, o mesmo não se passando quando se analisa o consumo medido de acordo com o que é postulado pela teoria económica, isto é, considerando o valor dos serviços de consumo e não a despesa feita na sua aquisição.

Flavin (1985) estudou o caso do consumo de bens não duradouros nos Estados Unidos, usando o desemprego como *proxy* das restrições de liquidez, concluindo serem estas as responsáveis pelo excesso de sensibilidade do consumo a variações do rendimento.

Pelo contrário, Muellbauer (1983), conclui que, no caso britânico, há poucos indícios que possam apontar as restrições de liquidez como responsáveis pela não verificação da hipótese ERRP.

Ainda que um pouco afastado do âmbito deste trabalho, o estudo de *painéis* e de dados seccionais tem representado um importante reforço da

ideia de que a existência de restrições de liquidez poderá estar na base da rejeição da hipótese ERRP.

Neste campo encontram-se os trabalhos de Hall e Mishkin (1982), Hayashi (1985a), (1985b) e Mariger (1987) que, estudando o caso americano — japonês no caso de Hayashi (1985b) — concluem que existe uma fracção de cerca de 20% da população cujo consumo é afectado por restrições de liquidez e, portanto, muito sensível a variações do rendimento.

Esta sensibilidade deverá ser tanto maior quanto mais importantes forem as restrições de liquidez. Numa economia como a portuguesa, afectada por altas taxas de desemprego e fortes restrições de crédito, é de supor que essa sensibilidade seja bastante grande, situando-se entre a suposta por estas hipóteses e a adiantada por Keynes.

3.4 Modelos com Mecanismos de Correção de Erros

3.4.1 O Modelo de DHSY

Conforme foi salientado, a admissão da hipótese ERRP tem como característica particularmente atraente o facto de permitir estabelecer uma equação que descreve a evolução temporal do consumo, resultando a sua especificação de hipóteses teóricas bem fundamentadas. Esta situação é de certa forma inédita, na medida em que a teoria económica é tradicionalmente pouco informativa a respeito do comportamento dinâmico das variáveis. Se a conjugação das hipóteses ERRP permitiu superar o problema da modelização do comportamento dinâmico do consumo, a sua rejeição coloca de novo esta questão ao nível dos estudos empíricos e não, como seria desejável, ao nível teórico.

Não deixa de ser curioso notar que, paralelamente ao desenvolvimento do estudo da hipótese ERRP, tenha surgido um conjunto de trabalhos orientados para a questão do comportamento dinâmico do consumo, cujos resultados serão agora apresentados.

O trabalho de Davidson, Hendry, Srba e Yeo (1978) — daqui em diante referenciados como DHSY — apresenta uma função consumo cuja principal característica é o facto de poder ser interpretada como regra óptima de acção para agentes económicos em determinados ambientes, mantendo simultaneamente as características de longo prazo definidas pela teoria.

Na sua apresentação inicial, DHSY introduzem estes modelos — genericamente designados como modelos com *mecanismos de correcção de erros* (MCE), por razões que cedo se compreenderão — a partir de uma

formulação bastante simples. Com efeito, começam por considerar a relação de longo prazo típica das hipóteses do rendimento permanente :

$$C^\circ = KY,$$

ou, em logaritmos,

$$c^\circ = k + y, \quad (25)$$

onde C° é o consumo desejado, Y o rendimento e K é uma constante compreendida no intervalo $]0, 1[$, representando as letras minúsculas o logaritmo natural dos valores assumidos pelas respectivas maiúsculas.

Os autores admitem, seguidamente, que no curto prazo c e y se encontram ligados por uma função do tipo

$$c_t = \alpha_0 + P(L)y_t + \epsilon_t,$$

em que ϵ_t é uma variável aleatória com as propriedades habituais e $P(L)$ é um polinómio racional no operador de atraso L , podendo ser representado como

$$P(L) = B(L)/A(L),$$

sendo $A(L)$ e $B(L)$ também polinómios no operador de atraso.

Supondo que ambos os polinómios são do primeiro grau, tem-se:

$$c_t = \alpha_0 + \alpha_1 c_{t-1} + \beta_0 y_t + \beta_1 y_{t-1} + \epsilon_t.$$

No entanto, para assegurar que em estado estacionário se verifica (25), é necessário impor algumas restrições sobre os parâmetros do modelo. Nomeadamente, deve verificar-se

$$\alpha_1 + \beta_0 + \beta_1 = 1,$$

ou, o que é o mesmo,

$$\begin{cases} \beta_1 = -\beta_0 + \gamma \\ \alpha_1 = 1 - \gamma \end{cases}$$

em que γ é, simplesmente, $\beta_0 + \beta_1$.

Daqui resulta

$$\Delta c_t = \alpha_0 + \beta_0 \Delta y_t + \gamma(y_{t-1} - c_{t-1}) + \epsilon_t. \quad (26)$$

Num estado de crescimento sustentado, em que

$$\Delta c_t = \Delta y_t = g,$$

tem-se

$$C = KY,$$

com

$$K = \exp \frac{\alpha_0 - g(1 - \beta_0)}{\gamma}.$$

Deste modo, é-se conduzido a uma relação proporcional entre C e Y , em que o valor dessa proporção K é função da taxa de crescimento e dos parâmetros de (26).

O principal mérito de (26) é, pois, o de permitir uma modelização do comportamento dinâmico do consumo, conservando as relações de longo prazo subjacentes à teoria.

A interpretação de (26) pode ser feita da seguinte forma: à parte de uma constante, o crescimento do consumo entre dois períodos é função do crescimento do rendimento corrigida por uma proporção do desequilíbrio entre consumo e rendimento no período anterior, sendo este último termo o *mecanismo de correcção de erros* que assegura a coerência com a relação de longo prazo (25).

A expressão (26) pode ser obtida de uma forma não menos interessante e que permite evitar a crítica de Chatterji (1983), que aponta o facto do comportamento dinâmico da função de DHSY não ter fundamentos teóricos, resultando apenas “do princípio da parcimónia e dos dados”²⁹.

Com efeito, pode-se admitir que além da relação (25), o consumidor é também confrontado com uma função perca quadrática que contabilize não só os custos da diferença entre consumo efectivamente verificado e o consumo óptimo, definido por (25) — $(c_t - c_t^o)$ — como também os custos de ajustamento — $(c_t - c_{t-1})$ — sendo estes atenuados quando c e c^o se deslocam no mesmo sentido, de forma a permitir um maior ajustamento quando o *alvo* c^o se desloca.

Admitindo este tipo de função perca, que pode ser escrita como

$$P = \Omega_1(c_t - c_t^o)^2 + \Omega_2(c_t - c_{t-1})^2 - 2\Omega_3(c_t^o - c_{t-1}^o)(c_t - c_{t-1}), \quad (27)$$

em que $\{\Omega_i: i = 1, 2, 3\}$ são parâmetros, os consumidores deverão comportar-se de forma a minimizar (27) pelo que seu comportamento deverá satisfazer:

$$dP/dc = 0$$

²⁹Chatterji (1983) pag. 19.

$$2\Omega_1(c_t - k - y_t) + 2\Omega_2\Delta c_t - 2\Omega_3\Delta y_t = 0$$

$$\Omega_1(c_{t-1} + \Delta c_t - k - y_{t-1} - \Delta y_t) + \Omega_2\Delta c_t - \Omega_3\Delta y_t = 0$$

$$\Omega_1(c_{t-1} - y_{t-1}) - k\Omega_1 + (\Omega_1 + \Omega_2)\Delta c_t - (\Omega_3 + \Omega_1)\Delta y_t = 0$$

$$\Delta c_t = \alpha_0 + \beta_0\Delta y_t + \gamma(y_{t-1} - c_{t-1}), \quad (28)$$

com $\alpha_0 = k\Omega_1/(\Omega_1 + \Omega_2)$, $\beta_0 = (\Omega_1 + \Omega_3)/(\Omega_1 + \Omega_2)$ e $\gamma = \Omega_1/(\Omega_1 + \Omega_2)$.

Admitindo que o plano definido por (28) é cumprido com erros, aquela relação torna-se estocástica e análoga a (26), que pode agora ser interpretada como regra de acção óptima de agentes económicos num ambiente caracterizado por (25) e (27); sendo os seus parâmetros função de k e dos parâmetros da função perca.

Tendo em atenção que os dados modelizados por DHSY são trimestrais, a relação estimada difere de (26) em alguns aspectos de pormenor, assumindo a forma

$$\Delta_4 c_t = \alpha\Delta_4 y_t + \beta\Delta_4 \Delta y_t + \gamma(y_{t-4} - c_{t-4}) + \epsilon_t. \quad (29)$$

Nesta expressão, $\{\alpha, \beta, \gamma\}$ é o conjunto de parâmetros a estimar, ϵ_t tem o significado usual, e o operador de primeira diferença Δ foi substituído pelo de quarta Δ_4 não por questões de ajustamento sazonal ou de estacionaridade, mas porque DHSY consideram ser $\Delta_4 C_t$ a variável de decisão relevante, uma vez que são diferentes as características do consumo em cada trimestre. Note-se que a eliminação do termo autónomo fica a dever-se à forte multicolinearidade com o erro $(y_{t-4} - c_{t-4})$, em períodos em que o *ratio* C/Y é aproximadamente constante.

Os resultados obtidos com a estimação de (29) não foram, no entanto, satisfatórios, na medida em que os seus parâmetros deram mostra de alguma instabilidade, particularmente na década de setenta.

A constatação deste insucesso levou DHSY a procurarem a sua explicação nas características particulares desta década, que no caso da Grã-Bretanha parece poderem resumir-se a dois factos: altas taxas de inflação e declínio do tradicionalmente estável *ratio* C/Y .

A ocorrência simultânea destes dois fenómenos inéditos, suscitou o surgimento de alguns estudos, procurando detectar a existência de possíveis relações de causalidade entre eles. Pelo seu carácter inovador, o trabalho de Deaton (1977) é, nesta área, particularmente importante, tendo servido a DHSY como ponto de referência para a reespecificação de (29).

3.4.2 Modelização da Influência da Inflação e Redefinição do Conceito de Rendimento

Raciocinando num quadro em que os agentes económicos não têm informação que lhes permita distinguir as variações de preços relativas das absolutas, Deaton (1977) conclui que os consumidores poupam involuntariamente quando a taxa de inflação é superior às suas expectativas. Isto porque, segundo Deaton, a parte não antecipada da subida dos preços é interpretada pelos consumidores como uma subida do preço relativo dos bens que vão sendo adquiridos, pelo que se vai reduzindo o seu consumo. Como a subida do nível de preços é geral, o valor do consumo situar-se-á a um nível inferior ao que assumiria, caso as variações de preços fossem correctamente interpretadas. Naturalmente, esta situação só se verifica enquanto o consumidor mantém expectativas incorrectas sobre a inflação, podendo perdurar bastante tempo em épocas em que a inflação acelera — como foi o caso da década de setenta.

No sentido de confirmar esta hipótese, são apresentados por Deaton (1977) uma série de resultados empíricos que, de uma forma geral, apontam no sentido da confirmação da hipótese, uma vez que as variações de preços se encontram significativamente correlacionadas com as do *ratio* C/Y .

Conforme foi referido, DHSY usam estes resultados para melhorarem o comportamento da sua função consumo, complementando (26) com mais duas variáveis, designadamente π_t e $\Delta\pi_t$, traduzindo respectivamente a inflação e a sua aceleração.

A nova especificação de (29) é então

$$\Delta_4 c_t = \alpha \Delta_4 y_t^* + \beta \Delta_4 \Delta y_t + \gamma (y_{t-4} - c_{t-4}) + \gamma_1 \pi_t + \gamma_2 \Delta \pi_t + \epsilon_t, \quad (30)$$

apresentando agora um comportamento excelente. Para além de apresentar resultados favoráveis no conjunto de testes estatísticos a que foi submetida, no sentido de avaliar a qualidade do modelo, (30) mostrou-se capaz de realizar previsões com um notável grau de precisão, para os vinte trimestres seguintes aos da amostra usada para a estimação. Estes resultados são tanto mais salientes quanto se referem a um período em que as variáveis em causa alteraram substancialmente a sua evolução.

Será interessante notar que os parâmetros estimados para esta equação conduzem a que a relação de longo prazo entre C e Y seja função decrescente da taxa de crescimento, contrariamente ao suposto por Friedman (1957), mas de acordo com as ideias expressas em Modigliani (1975).

A análise que Deaton (1977) faz da inflação não é única, e foi seguida por um conjunto de trabalhos — Jump (1980), Ungern-Sternberg (1981) e

(1985) — que desenvolvem uma forma, mais complementar do que alternativa, de analisar e entender os efeitos da inflação sobre o consumo. Com efeito, estes autores argumentam que o declínio do *ratio* C/Y em épocas de inflação, é mais aparente do que real, na medida em que resulta predominantemente de uma dicotomia entre o rendimento, conforme é medido pela contabilidade nacional, e aquele que serve de base às decisões dos agentes económicos. O argumento destes autores é de que, em épocas de inflação, as taxas de juro nominais são acrescidas de um prémio de inflação que compensa — pelo menos em parte — a erosão dos activos pela inflação. Este acréscimo dos juros recebidos é contabilizado como rendimento, ao passo que as perdas sofridas pelos activos não o são.

Admitindo que os agentes económicos desejam manter o valor real dos activos, todo o rendimento adicional deve ser poupado. Surge, assim, uma poupança meramente contabilística, uma vez que resulta somente da não consideração daquilo que os agentes vêem como um rendimento negativo — a erosão dos seus activos. Assim, o valor do rendimento relevante para as decisões dos agentes, deve ser definido como

$$Y_t^a = Y_t - \delta \pi^e L_t,$$

em que π^e é taxa de inflação esperada, L_t os activos líquidos e δ é um parâmetro a estimar, e que deverá ser significativamente próximo da unidade. Os resultados apresentados por Ungern-Sternberg (1981) e (1985) são indubitavelmente um forte suporte para esta hipótese. Davidson e MacKinnon (1983), por outro lado, consideram também que este efeito da inflação é mais importante que o proposto por Deaton, à luz dos resultados empíricos obtidos para o Canadá e Estados Unidos.

Esta ideia de que o valor do rendimento, tal como é medido pela contabilidade nacional, pode não corresponder ao conceito relevante para os agentes económicos — aliás já subjacente ao conceito de rendimento permanente — é posteriormente generalizada de forma a considerar também a erosão de outros activos não considerados por Ungern-Sternberg, que apenas trata os activos líquidos.

Pesaran e Evans (1984) encontraram evidência para a inclusão dos ganhos e perdas em acções como factor de correcção do rendimento, concluindo, no entanto, ser irrelevante a consideração do caso das obrigações.

Patterson (1984a) aponta a necessidade de se considerar o papel dos bens duradouros, mesmo nos casos em que apenas se procura modelizar o comportamento dos bens não duradouros. Com efeito, este autor nota que o facto de DHSY não incluírem em (30) um termo independente, os conduza a

um erro de especificação, uma vez que, numa situação de crescimento zero, tanto dos preços como do rendimento, se teria $C = Y$. Estando o consumo definido apenas como despesas em serviços e bens não duradouros, isto significa que não se daria lugar à aquisição de bens duradouros, degradando-se a posição do consumidor à medida que o *stock* daqueles bens é consumido, por não haver reposição.

Conforme foi visto, a inclusão do termo independente é susceptível de criar problemas de multicolinearidade à estimação de (30). Portanto, Patterson (1984a) e (1985) sugere que o rendimento seja corrigido pela depreciação do *stock* de bens duráveis — aliás conforme já tinha sido feito por Stone (1973) — apresentando resultados empíricos bastante favoráveis a esta alternativa.

Resumindo o que até agora foi dito, pode notar-se que, se a equação de DHSY apresenta excelentes resultados, a sua especificação pode ser melhorada, nomeadamente através da redefinição do conceito de rendimento, de forma a aproximá-lo da variável que está na base das decisões de consumo.

3.4.3 Generalização das Equações Definidoras do “Ambiente”

No entanto, outras formas de reespecificação são possíveis. Também já com algum tratamento na literatura, surgem formalizações que procuram flexibilizar (25) tornando o factor de proporcionalidade não só função da taxa de crescimento, mas também de outras variáveis.

Note-se que, apesar das hipóteses do Rendimento Permanente e do Ciclo de Vida terem sido concebidas de forma a serem compatíveis com uma propensão média a consumir constante, a sua validade não depende deste facto. Assim, Friedman (1957) faz explicitamente depender o valor do *ratio* C/Y , tanto da taxa de juro, como da relação entre riqueza humana e não humana, para além de considerar também os gostos do consumidor. Por outro lado é sabido que, para a estabilidade da propensão média a consumir ser compatível com a hipótese do Ciclo de Vida, é requerido, ainda que de forma indirecta, que sejam também estáveis os *ratios* rendimento do trabalho/rendimento disponível e riqueza/rendimento disponível³⁰.

Assim, o reforço da fundamentação teórica deste tipo de modelos parece passar por uma generalização das relações definidoras do “ambiente” dos agentes económicos, isto é (25) e (27).

³⁰ Modigliani (1975).

Generalização da Relação de Proporcionalidade

Um aspecto menos satisfatório do trabalho de DHSY, prende-se com o facto da dedução do modelo com MCE e a modelização da inflação serem tratados como processos distintos.

No entanto, esta lacuna é facilmente superável. Com efeito, deduzindo o modelo com MCE como regra óptima de acção de agentes económicos, que enfrentam uma função perca e que desejam uma determinada relação entre consumo e rendimento, pode chegar-se a um modelo com MCE e que incorpora como variáveis adicionais a inflação e a sua primeira diferença. Para tanto, basta considerar que a relação entre consumo e rendimento, que os consumidores desejam, é função da taxa de inflação, ou seja:

$$C^{\circ} = K\Pi^{\omega}Y,$$

ou

$$c^{\circ} = k + \omega\pi + y,$$

em que ω e k são parâmetros, e os restantes símbolos têm o significado já definido.

Da minimização da função perca

$$P = \Omega_1(c_t - c_t^{\circ})^2 + \Omega_2(c_t - c_{t-1})^2 - 2\Omega_3(c_t^{\circ} - c_{t-1}^{\circ})(c_t - c_{t-1}),$$

resulta imediatamente o modelo

$$\Delta c_t = \alpha + \beta \Delta y_t + \gamma_1 \pi_t + \gamma_2 \Delta \pi_t + \gamma(y_{t-1} - c_{t-1}).$$

em que $\{\alpha, \beta, \gamma, \gamma_1, \gamma_2\}$ é o conjunto de parâmetros, sendo $\gamma_1 = \omega\Omega_1/(\Omega_1 + \Omega_2)$, $\gamma_2 = \omega\Omega_3/(\Omega_1 + \Omega_2)$ e α, β e γ têm o significado já definido.

Assim, a introdução no modelo com MCE de qualquer variável, em conjunto com a respectiva primeira diferença, pode ser interpretada como uma generalização da relação de proporcionalidade (25), deixando esta de ser constante, para ser função da nova variável.

Davies (1984) refere um trabalho de Hendry, que incorpora a taxa de juro real como regressor adicional num modelo com MCE. Sendo esta variável vista pelas hipóteses do rendimento permanente como uma das determinantes da propensão média ao consumo, esta formalização do problema tem também interesse.

Os bons resultados obtidos por Hendry e por Davies (1984) com a introdução da taxa de juro na função consumo, são tanto mais importantes

quanto existe alguma polémica em torno do papel desta variável na determinação do consumo. Conforme foi visto, a taxa de juro era considerada pelos Clássicos como a variável fundamental das decisões de consumo, tendo sido, no entanto, relegada para segundo plano, pelos Keynesianos. Os estudos empíricos têm-se revelado incapazes de esclarecer a importância do papel desta variável³¹, uma vez que os seus resultados são um tanto confusos e, frequentemente, ensombrados por inexactidões metodológicas e teóricas. O tratamento que Hendry e Davies dão a esta questão, isento dos muitos vícios frequentes nesta área, representa assim um importante contributo a favor da consideração da variável Clássica.

Apesar de haver razões teóricas que podem justificar a influência da distribuição do rendimento no nível de consumo, são, actualmente, poucos os trabalhos publicados que tratam esta questão. Para tal situação contribui, naturalmente, o facto de, nas economias mais desenvolvidas — que são as mais estudadas — esta repartição ser bastante estável, pelo que a introdução na função consumo de alguma medida das desigualdades de repartição do rendimento, dificilmente seria considerada significativa do ponto de vista estatístico.

É esta situação que é apresentada por Borooah e Sharpe (1986) que, analisando dados de um *painel* para os anos compreendidos entre 1963 e 1982, testam a inclusão do índice de Gini como variável explicativa, num modelo semelhante ao de DHSY, concluindo pela sua não significância.

Apesar destes resultados, a estimação da mesma equação em cada uma das cinco classes de rendimento em que a amostra foi dividida, conduz a conjuntos de parâmetros significativamente diferentes. Além disso, a propensão média a consumir em cada uma das classes, apresenta também valores muito díspares, sendo mais alta — mesmo superior à unidade! — nos grupos de rendimento mais baixos.

Agentes económicos com diversos níveis de rendimento manifestam, assim, comportamentos distintos quanto às suas decisões de consumo, sendo estas diferenças esbatidas a nível agregado, devido à estabilidade dos pesos relativos dos diversos escalões.

Ainda que, de alguma forma, seja um caso distinto, esta questão prende-se naturalmente com o problema Kaldoriano da divergência entre as propensões marginais a consumir rendimentos do trabalho e outros rendimentos. Como é sabido, também a repartição funcional do rendimento é relativamente estável nos países mais desenvolvidos, conduzindo possivelmente à exclusão desta variável da função consumo.

³¹Vejam-se Gylfason (1981), Carlino (1982) e Tullio e Contesso (1986).

Bem diferente, é o caso da economia portuguesa onde a parcela dos rendimentos do trabalho tem tido um peso muito variável no rendimento total³², parecendo interessante analisar a possibilidade de tal variação se ter repercutido no consumo.

A introdução desta variável numa função consumo semelhante à de DHSY poderá ser feita considerando mais uma generalização de (25), nomeadamente,

$$c^{\circ} = k + \omega(yl - y) + y,$$

em que yl representa o logaritmo natural do valor dos rendimentos do trabalho e k e ω são parâmetros. Supõe-se, portanto, que a propensão a consumir, no longo prazo, depende da repartição funcional do rendimento. À semelhança do que foi visto para a taxa de juro, daqui resulta novamente uma equação semelhante a (26), mas incluindo também a variável $(yl - y)$ e a sua primeira diferença.

Modelo com Mecanismo de Controlo Integral

Hendry e Ungern-Sternberg (1981) notam que a função de DHSY não toma em consideração a acumulação de um *stock* de riqueza, resultante da contínua discrepância entre consumo e rendimento. Assim, supõem que, além do seu consumo óptimo, os consumidores determinam também o seu *stock* de riqueza óptimo no longo prazo A° como uma função de Y .

Isto é,

$$A^{\circ} = BY,$$

$$C^{\circ} = KY,$$

ou, em logaritmos,

$$a^{\circ} = b + y \quad (31)$$

$$c^{\circ} = k + y, \quad (25)$$

onde as letras minúsculas traduzem o logaritmo natural das variáveis representadas pelas respectivas maiúsculas.

Tendo em atenção que os activos no período t se ligam aos do período anterior por

$$A_t = A_{t-1} + Y_t - C_t, \quad (32)$$

³²O peso dos rendimentos do trabalho, líquidos de impostos, no rendimento disponível, foi de 65% em 1975, tendo sido apenas de 47% em 1985.

e admitindo-se um crescimento do rendimento à taxa g , tem-se, no longo prazo,

$$K = 1 - \frac{gB}{(1+g)},$$

como se pode constatar substituindo (25) e (31) em (32).

Consideram também os autores, que os consumidores enfrentam uma função de perda quadrática semelhante a (27), mas contendo ainda um termo na diferença entre a riqueza desejada — definida por (31) — e o seu valor real. A função perda considerada, pode então ser expressa como:

$$P = \Omega_1(a_t - a_t^0)^2 + \Omega_2(c_t - c_t^0)^2 + \Omega_3(c_t - c_{t-1})^2 - 2\Omega_4(c_t^0 - c_{t-1}^0)(c_t - c_{t-1}). \quad (33)$$

Desta forma, (25), (31) e (33) definem de novo um ambiente para o qual é possível obter uma nova regra óptima de acção. Esta resulta, como é sabido, da minimização de (33), tendo em atenção não só (25) e (31), como a aproximação logarítmica de (32). Esta é da forma

$$a_t = a_{t-1} + H(y_t - c_t), \quad H = (1+g)/B$$

como é visto em anexo.

A expressão que se obtém como resultado dos passos acima descritos, tem a forma:

$$\Delta c_t = \alpha + \beta \Delta y_t + \gamma(y_{t-1} - c_{t-1}) + \gamma_1(a_{t-1} - y_{t-1}),$$

em que os parâmetros α, β, γ e γ_1 são função de k, b , e dos parâmetros de (33).

Nesta equação, que pode ser considerada estocástica se se suposer que o plano é cumprido com desvios, além do termo no erro $(y_{t-1} - c_{t-1})$ há um termo na diferença $(a_{t-1} - y_{t-1})$, em que a_{t-1} não é mais do que o logaritmo da *integral* das diferenças anteriormente verificadas entre C e Y . Daqui resultam as designações de *mecanismo de controlo integral* ou *mecanismo de correcção integral* (MCI), pelas quais este modelo é conhecido.

Voltando agora a supor um estado de crescimento sustentado em que

$$\Delta c_t = \Delta y_t = g$$

tem-se

$$C = D(A/Y)^\phi Y, \quad \phi = \gamma_1/\gamma,$$

com

$$D = \exp \frac{[\alpha - (1 - \beta)g]}{\gamma}.$$

Obtém-se novamente uma relação de proporcionalidade entre C e Y , independente do valor de Y , mas dependendo do *ratio* A/Y , bem como da taxa de crescimento, dos parâmetros da função perca e dos *ratios* desejados pelos agentes entre as variáveis C e Y e entre A e Y .

Os resultados empíricos obtidos com modelos MCI são bastante favoráveis a este tipo de especificação. Apontam neste sentido não só as conclusões apresentadas por Hendry e Ungern-Sternberg (1981) — que estimam para o Reino Unido um modelo deste tipo, corrigindo o rendimento dos efeitos da inflação — como também os resultados referidos por Davies (1984) a respeito da reformulação deste modelo por Hendry.

3.5 Conclusão

Naturalmente, todos os desenvolvimentos analisados na sequência do estudo de DHSY podem ser integrados numa única equação que, conforme foi visto, resultaria como regra óptima de acção de agentes económicos, desejando determinadas relações de longo prazo e enfrentando uma dada função perca.

Assim, ainda que a caracterização do “ambiente” seja bastante simples, senão mesmo simplista, encontram-se novamente equações que traduzem o comportamento optimizador dos agentes económicos, tendo, no entanto, pressupostos muito distintos dos que estavam na base do modelo ERRP.

Ainda que as expectativas dos agentes económicos desempenhem um papel fundamental no quadro das hipóteses do rendimento permanente, o problema da especificação dos seus processos de formação é remetido por estas hipóteses para o campo das aplicações empíricas. Conforme já foi analisado, esta questão não é de fácil resolução, conduzindo as soluções encontradas a modelos que não exibem algumas das características mais relevantes das hipóteses teóricas a que procuram dar corpo. O surgimento da hipótese de Expectativas Racionais, permitiu superar esta questão, uma vez que, sendo totalmente compatível com os pressupostos do rendimento permanente, permite a operacionalização deste conceito sem necessidade de explicitar qualquer mecanismo *ad hoc* de formação de expectativas.

Esta hipótese, quanto às características das expectativas é, no entanto, mais forte do que o requerido pelas hipóteses do rendimento permanente, pelo que a rejeição do modelo ERRP não conduz ao abandono automático deste conceito de rendimento.

Os modelos com MCE, tendo uma origem marcadamente empírica, não fazem apelo a nenhum dos conceitos de difícil operacionalização que estão

na base das hipóteses do rendimento permanente, nomeadamente àqueles que envolvem expectativas. Nestes modelos, a ênfase é colocada nos mecanismos de aprendizagem dos agentes económicos, pressupondo-se que estes tomam as suas decisões em função da observação do passado e não das suas expectativas quanto ao futuro.

Deste modo, ainda que no seu desenvolvimento se tenha procurado a compatibilidade com alguns aspectos característicos das hipóteses do rendimento permanente, nomeadamente no que diz respeito às determinantes da razão C/Y , o tipo de comportamento do consumidor que está subjacente aos modelos com MCE é praticamente o oposto ao suposto pelas hipóteses do rendimento permanente.

Esta oposição entre modelos que supõem agentes cujo comportamento se baseia em expectativas, e modelos em que os agentes decidem em função do passado, parece, no entanto, um pouco artificial. Conforme é salientado por Friedman (1979) e Patterson (1987), as expectativas são o resultado de um processo de aprendizagem, ou, nas palavras de Muth (1961), "são previsões informadas de acontecimentos futuros" pelo que os agentes deverão, necessariamente, ter em conta o passado quando formam expectativas.

Assim sendo, a explicitação de determinados processos de aprendizagem pode ser interpretada como traduzindo, ainda que de uma forma implícita, o papel das expectativas no processo de decisão dos agentes económicos. Neste sentido, pode-se notar que o modelo de DHSY - (26) - apresenta, em crescimento sustentado, características absolutamente idênticas ao modelo que resulta de se considerar que o consumo é uma fracção constante de um conceito de rendimento (Y^e), formado de acordo com um dos esquemas geradores de expectativas assintoticamente racionais apresentados por Patterson (1987). Isto é, se se considerar

$$\begin{cases} c_t = k + y_t^e \\ \Delta y_t^e = \Phi \Delta y_{t-1} + \beta(y_{t-1} - y_{t-1}^e); \end{cases}$$

em que k , Φ e β são parâmetros e as letras minúsculas representam o logaritmo natural dos valores assumidos pelas respectivas maiúsculas, obter-se-á

$$\Delta c_t = k\beta + \Phi \Delta y_{t-1} + \beta(y_{t-1} - c_{t-1}). \quad (34)$$

Como facilmente se percebe, em crescimento sustentado à taxa g , a expressão (34) conduz a

$$\begin{aligned} C &= KY, \\ K &= \exp \frac{[k\beta - (1 - \Phi)g]}{\beta}. \end{aligned}$$

Em termos de análise de políticas económicas alternativas, modelos deste tipo têm o mérito de permitir estudar os efeitos de uma vasta gama de variáveis, como é o caso da inflação, riqueza, taxas de juro e repartição funcional do rendimento, perdendo-se, no entanto, a separação entre os efeitos de variações transitórias e permanentes do rendimento, aliás nunca convenientemente modelizada.

Apesar dos princípios subjacentes aos modelos de Hall (1978) e de DHSY (1978) serem muito distintos, mais uma vez há que considerar o problema da equivalência observacional. Davidson e Hendry (1981), analisam as relações entre estes dois modelos, concluindo que, numa economia em que o consumo tenha um comportamento tipo MCE, se pode encontrar como melhor descrição dos dados uma equação semelhante à de Hall, desde que se considerem como regressores apenas variáveis desfasadas — tal como faz Hall. O problema da equivalência observacional é aqui um pouco distinto dos casos anteriormente apresentados. Isto porque, se os bons resultados obtidos com uma função consumo tipo *passeio aleatório* podem ser interpretados como caso particular no quadro de um modelo MCE, o inverso não é verdadeiro.

Para terminar, refira-se ainda que este tipo de equações têm sido integradas em alguns modelos macroeconómicos, conforme é referido por Davies (1984) e que os seus resultados se têm revelado robustos a diversas reespecificações, podendo neste campo ser apontados como referências os trabalhos de Borooah e Sharpe (1985) e Patterson (1986).



4 Análise do Caso Português

Estando apresentados alguns dos mais recentes desenvolvimentos acerca da função consumo e do seu enquadramento teórico, pretende-se, na parte final deste trabalho, analisar brevemente o caso português, no sentido de avaliar a importância destes desenvolvimentos para a especificação de uma função consumo para a nossa economia.

Deste modo, e seguindo a estrutura da primeira parte do trabalho, comecem por analisar-se os resultados obtidos com a estimação dos modelos tradicionais, passando-se seguidamente ao estudo da hipótese ERRP e dos modelos com MCE. Por fim, procura encontrar-se uma especificação que descreva adequadamente a evolução das despesas de consumo no caso da economia portuguesa.

Trabalhos deste género deparam sistematicamente com um grave problema. De facto, os dados disponíveis para a nossa economia são não só escassos, como frequentemente pouco fiáveis. No sentido de minorar este problema, optou por tomar-se como principal fonte de dados os documentos de trabalho números 7, 8 e 15, publicados pelo Gabinete de Estudos do Banco de Portugal, da autoria respectivamente de Emanuel dos Santos, Rui Cartaxo e Emanuel dos Santos e, por último, Rui Cartaxo e Norberto Rosa.

Esta opção justifica-se não só devido ao facto destes estudos concentrarem, de uma forma coerente, grande parte da informação necessária, como ainda porque, expondo de uma forma detalhada a metodologia seguida na construção das séries, conferem à informação apresentada uma credibilidade rara. Os restantes dados utilizados, bem como os que foram extraídos daqueles estudos, são apresentados em anexo, onde se pode igualmente encontrar, além da discriminação das respectivas fontes, alguns indicadores de estatística descritiva a eles referentes.

A principal dificuldade que subsiste prende-se com o facto de não ser uniforme o período a que dizem respeito os dados contidos nos referidos estudos. Com efeito, se Cartaxo e Rosa (1986) apresentam séries para o período 1958-1985, os outros trabalhos apenas contém dados para os anos compreendidos entre 1958 e 1981. Por este facto, o período de análise deste trabalho varia consoante o tipo de dados utilizados, tendo-se, naturalmente, procurado que fosse tão amplo quanto possível.

4.1 Os Modelos Tradicionais

Passando, então, ao estudo de algumas especificações da função consumo, começou, naturalmente, por analisar-se a forma funcional que foi dominante nos primeiros estudos empíricos sobre este tema e que pode ser formalizada como:

$$DC_t = \alpha + \beta Y D_t,$$

em que $Y D_t$ representa o rendimento disponível, e os restantes símbolos têm o valor já definido.

Apesar desta especificação não gozar de todas as propriedades que Keynes atribui à sua "propensão ao consumo", esta é a forma funcional tipicamente encontrada nos chamados modelos Keynesianos simples.

A estimação desta função pelo método ordinário dos mínimos quadrados, daqui em diante designado por *MOMQ*, conduz aos seguintes resultados:

$$\widehat{DC}_t = 65721 + 0.63 Y D_t$$

[9.314]	[36.8]
(6.533)	(30.5)

$$N = 25 \quad DW = 0.44 \quad S\% = 4.23 \quad \bar{R}^2 = 97.5 \quad LV = -276.2$$

[·] Valor absoluto da estatística t , calculada com base no estimador de White (1980) para a matriz de variâncias-covariâncias.

(·) Valor absoluto da estatística t .

N Número de observações.

DW Estatística de Durbin-Watson.

$S\%$ Desvio padrão da regressão dividido pela média da variável dependente e multiplicado por 100.

\bar{R}^2 Coeficiente de determinação múltipla (R^2), ajustado pelo número de graus de liberdade.

LV Logaritmo da função de verosimilhança.

A análise destes resultados suscita algumas questões importantes. É de há muito sabido³³ que a aplicação do *MOMQ* a uma equação deste tipo, pode conduzir a estimadores inconsistentes. Com efeito, nesta equação a variável dependente encontra-se ligada a um dos regressores por uma relação contabilística, pelo que é de supor que este não seja ortogonal à variável residual, como é exigido pelo *MOMQ*. Para que a equação Keynesiana possa ser analisada de uma forma séria, é necessário resolver este problema.

Esta questão é normalmente superada por recurso ao método das variáveis instrumentais — que abreviadamente passaremos a designar por *MVI*. O problema que agora se coloca, é o de escolher instrumentos que satisfaçam as condições deste método, isto é, que estejam contemporaneamente correlacionados com os regressores mas não com as variáveis residuais. Se encontrar instrumentos que satisfaçam a primeira condição é relativamente fácil, o mesmo não se passa com a segunda, que é frequentemente descurada nos estudos empíricos.

Luger e Sthal (1986) sugerem que a correlação contemporânea entre os instrumentos e os variáveis residuais seja investigada introduzindo na função a estimar cada um dos potenciais instrumentos, e avaliando a significância do parâmetro associado ao novo regressor. Caso este não seja significativo, então, claramente, o instrumento é válido no sentido em que não se encontra correlacionado com as variáveis residuais. Se, pelo contrário, o parâmetro for significativo, a variável em causa deverá ser excluída do conjunto dos instrumentos, apontando ainda este resultado para a possível má especificação do modelo, nomeadamente devido à omissão de variáveis.

Estimando a equação Keynesiana, incluindo como regressor adicional o rendimento disponível do período anterior, obtém-se o valor de -0.28 para a estatística t associada ao parâmetro do novo regressor, mostrando-se, portanto, esta variável como um instrumento válido. Note-se que o valor apresentado diz respeito à estatística calculada pelo método de White (1980) e que, apesar da regressão apresentar alguma autocorrelação, o parâmetro não é significativo à luz dos resultados apresentados em Kiviet (1980).

A função consumo em análise, pode agora ser estimada pelo *MVI*, conduzindo este procedimento aos seguintes resultados:

$$\widehat{DC}_t = 65536 + 0.63 YD_t$$

[9.532]	[37.6]
(6.489)	(34.4)

³³Veja-se Haavelmo (1943).

$$N = 25 \quad DW = 0.44 \quad S\% = 4.43 \quad \bar{R}^2 = 97.5$$

A conclusão que se retira, imediatamente, da comparação dos resultados obtidos com os dois métodos de estimação é que, apesar da possível inconsistência do *MOMQ*, este conduz a resultados quase idênticos aos obtidos com o *MVI*.

Wu (1973) apresenta algumas estatísticas que permitem testar se é significativa a diferença entre os vectores de parâmetros obtidos pelos dois métodos de estimação.

Estes testes, cujo princípio foi formalizado e popularizado por Hausman (1978), podem assumir diversas formas assintoticamente equivalentes, mas o seu comportamento é diverso em pequenas amostras, tornando-se necessário seleccionar aquela que seja mais adequada ao caso particular em estudo.

De acordo com o trabalho de Kiviet (1985), o teste baseado na estatística que Wu (1973) designa por *T2*, proporciona resultados mais favoráveis que os seus congêneres, no contexto da estimação de modelos dinâmicos com pequenas amostras. Por ser essa a situação mais frequentemente aqui estudada, este parece ser o teste mais adequado ao caso presente.

Em breves palavras, o teste consiste em incluir no conjunto dos regressores, novas variáveis construídas a partir dos instrumentos e dos regressores do modelo, aceitando-se a igualdade dos parâmetros obtidos pelo *MOMQ* e pelo *MVI*, se os coeficientes dos novos regressores puderem ser considerados não significativos, à luz da habitual estatística *F*. Naturalmente, e de uma forma geral, este teste permite detectar todas as formas de má especificação que tornem inconsistente o *MOMQ* mas não o *MVI*.

No caso da função Keynesiana, e dada a semelhança entre as estimativas obtidas pelos dois métodos, é de esperar que este teste aponte para que seja possível considerar que o rendimento disponível é uma variável exógena, no sentido de que não se encontra correlacionada com a variável residual. Com efeito, o valor obtido para a estatística *T2* — com distribuição $F_{(1,22)}$, sob a hipótese nula³⁴ — é de 0.03, sendo, portanto, possível aceitar a exogeneidade do regressor.

Este resultado vem na linha dos que são referidos, entre outros, por DHSY (1978), Davidson e Hendry (1981), Hendry (1983) e Steel (1987), e que salientam o facto das estimativas dos parâmetros de funções consumo

³⁴Daqui em diante, assume-se que as distribuições apresentadas acentam na veracidade da hipótese nula.

obtidas pelo *MOMQ*, não diferirem significativamente dos obtidos pelo *MVI*.

Uma questão frequentemente tratada nos textos sobre a estimação de funções consumo, prende-se com a utilização de variáveis *per capita*. Ott e Yoo (1975) e Wallis (1979), entre outros, recomendam a utilização deste tipo de dados, principalmente se no período de estimação se tiverem registado alterações demográficas significativas. Aliás, a utilização deste tipo de variáveis é corrente em estudos recentes sobre o consumo, como se verifica, por exemplo, em Hall (1978), Blinder e Deaton (1985) e Muellbauer e Bover (1986).

A reestimação da função Keynesiana, pelo *MOMQ* mas utilizando variáveis *per capita*, conduz a

$$\widehat{DC}_{pt} = \begin{array}{ccc} 0.80 & + & 0.62 YD_{pt} \\ [8.47] & & [30.1] \\ (6.09) & & (25.5) \end{array}$$

$$N = 25 \quad DW = 0.39 \quad S\% = 4.43 \quad \bar{R}^2 = 96.4 \quad LV = 7.7 \quad T2^{35} = 0.28$$

onde o subscrito *p* indica que as variáveis estão em termos *per capita*.

Os resultados obtidos com a nova definição das variáveis não são qualitativamente distintos dos anteriormente apresentados mas, uma vez que a população portuguesa tem tido variações significativas, optou-se pela utilização de variáveis *per capita*, pelo menos nesta fase do trabalho.

A análise dos resultados obtidos com esta especificação, levanta ainda outro problema. Apesar do valor de \bar{R}^2 , tradicional medida da qualidade do ajustamento, indicar que o modelo constitui uma boa descrição dos dados, o baixo valor da estatística *DW* lança algumas dúvidas sobre a credibilidade do modelo³⁶. Com efeito, o valor de *DW* obtido pode ter várias causas, entre as quais a má especificação do modelo, devido à omissão de variáveis.

Havendo razões de ordem teórica para supor que esta especificação exclui variáveis relevantes, não parece justificável tentar superar esta questão por recurso a algum dos tradicionais métodos de correcção da autocorrelação, até porque o uso indevido destes procedimentos pode conduzir a resultados indesejáveis³⁷.

³⁵ Os instrumentos utilizados foram o termo independente e YD_{pt-1} , tendo a estatística $T2$ distribuição $F_{(1,22)}$.

³⁶ A este respeito, veja-se Granger e Newbold (1974).

³⁷ Veja-se Hendry (1983).

Tomou-se assim o caminho da reespecificação da parte determinística do modelo, analisando-se, seguidamente, alguns desenvolvimentos da função Keynesiana.

Neste sentido, começou por estudar-se a especificação Kaldoriana, que pode ser formalizada como

$$DC_t = \alpha Y D_t + \beta Y L_t.$$

Ainda que a compatibilidade desta especificação com os resultados de Kuznets (1946) exija a exclusão do termo independente, a estimação deste modelo fez-se incluindo o referido regressor, não só por conveniência quanto à interpretação dos resultados estatísticos, mas também como forma de avaliar a capacidade desta equação resolver o "Paradoxo de Kuznets".

Estimando esta equação pelo *MOMQ*, obtêm-se os seguintes resultados:

$$\widehat{DC}_{pt} = \begin{array}{ccc} 0.80 & + & 0.35 Y D_{pt} & + & 0.50 Y L_{pt} \\ [8.84] & & [11.1] & & [10.5] \\ (8.62) & & (6.15) & & (4.91) \end{array}$$

$$N = 25 \quad DW = 0.67 \quad S\% = 3.26 \quad \bar{R}^2 = 98.2 \quad LV = 17.0 \quad T^2^{38} = 0.05$$

Apesar deste modelo parecer descrever um pouco melhor os dados disponíveis, o problema da autocorrelação continua presente. De qualquer forma, pode-se concluir pela significância do termo independente, e confirma-se a hipótese de que a propensão marginal a consumir varia de acordo com o tipo de rendimento considerado. Com efeito, a estimativa para a propensão marginal a consumir rendimentos do trabalho é $(0.35 + 0.50) = 0.85$, sendo apenas de 0.35 a estimativa da propensão marginal a consumir outros rendimentos.

A hipótese do rendimento relativo sugere que os hábitos exercem uma importante influência no comportamento dos consumidores. Na formulação de Brown (1952), esta influência manifesta-se através da presença do consumo desfasado um período, entre os regressores da função consumo.

Continuando a supor que a propensão marginal ao consumo varia de acordo com o tipo de rendimento considerado, a função ficará com a seguinte forma:

$$DC_t = \alpha + \beta Y D_t + \gamma Y L_t + \mu DC_{t-1}$$

³⁸Os instrumentos utilizados foram o termo independente e $Y D_{pt-1}$ e $Y L_{pt-1}$, tendo a estatística T^2 distribuição $F_{(2,20)}$.

Iniciando, uma vez mais, a análise deste modelo pela escolha dos instrumentos adequados, verifica-se que, tanto YD_{t-1} e YL_{pt-1} como DC_{pt-1} , surgem com coeficientes significativos quando adicionados ao conjunto dos regressores, levantando-se de imediato algumas dúvidas quanto a esta especificação.

Prosseguindo a busca de instrumentos adequados, constata-se que as variáveis transferências privadas internacionais (TPI), rendimentos da empresa e da propriedade (YP) e activos líquidos no início do período (L), desfasadas um período, satisfazem o critério de Luger e Sthal.

A estimação desta função pelo *MOMQ*, proporciona os seguintes resultados:

$$\widehat{DC}_{pt} = 0.54 + 0.17 YD_{pt} + 0.23 YL_{pt} + 0.49 DC_{pt-1}$$

[5.44]	[2.65]	[2.90]	[3.35]
(4.83)	(2.41)	(2.01)	(3.27)

$$N = 25 \quad D70 = 4.6 \quad S\% = 2.72 \quad \bar{R}^2 = 98.8 \quad LV = 22.1 \quad T2^{39} = 0.73$$

D70 Estatística de Durbin (1970), com distribuição $t_{(N-K-2)}$, sendo K o número de regressores.

Mais uma vez, ressalta o facto da estatística *T2* permitir aceitar o *MOMQ* como método de estimação válido neste contexto. Este resultado é tanto mais notório quanto, devido à autocorrelação da variável residual, é de supor a existência de correlação contemporânea entre esta e o regressor DC_{pt-1} .

A persistência de sintomas de autocorrelação, associada aos resultados obtidos quando da escolha dos instrumentos, mostram que ainda se está longe de encontrar uma especificação conveniente da função consumo.

Uma questão que pode agora ser levantada, prende-se com a própria definição da variável dependente. Com efeito, é sabido que os trabalhos que mostram mais preocupação com a fundamentação microeconómica da função consumo, sugerem que a variável relevante no problema de optimização intertemporal do consumidor, deverá medir o valor dos serviços prestados pelos bens de consumo, e não a despesa efectuada na sua aquisição.

³⁹ Instrumentos: termo independente e L_{pt-1} , TPI_{pt-1} e YP_{pt-1} , tendo a estatística *T2* distribuição $F_{(3,18)}$.

A construção de uma tal variável levanta alguns problemas. Mesmo supondo-se que a despesa em bens de consumo não duradouros e serviços, efectuada num determinado período, coincide com o valor dos serviços fruídos no mesmo espaço de tempo, é necessário avaliar os serviços prestados pelo *stock* de bens duradouros. Um trabalho deste género exige sempre a adopção de hipóteses mais ou menos fortes quanto ao comportamento destas grandezas. No entanto, a importância destas questões é relativamente atenuada devido ao pouco peso que, no caso português, os bens de consumo duradouro têm, no total das despesas de consumo⁴⁰.

Construindo a nova variável (C_t), a partir das séries publicadas em Santos (1984), poder-se-ão, então, estimar as funções típicas das hipóteses do Rendimento Permanente e do Ciclo de Vida.

Quanto à primeira destas hipóteses, e admitindo, como é hábito, a hipótese de expectativas adaptativas, obtém-se uma função do tipo

$$C = \alpha Y D_t + \beta C_{t-1}.$$

Uma característica importante desta especificação, diz respeito à exclusão do termo independente, garantindo-se, assim, a compatibilidade desta hipótese com os resultados de Kuznets (1946). No entanto, e pelos motivos já apontados, optou por proceder-se à estimação desta equação incluindo um termo autónomo.

Mais uma vez, a selecção dos instrumentos adequados revela alguns problemas. Com efeito, os regressores, desfasados um período, surgem estatisticamente significativos, quando introduzidos na especificação base do modelo. No entanto, as variáveis TPI_{pt-1} e YP_{pt-1} verificam o critério de Luger e Sthal, pelo que foram usadas na estimação do modelo pelo *MVI* e na construção da estatística *T2*.

Estimando então o modelo pelo *MOMQ*, obtêm-se os seguintes resultados:

$$\hat{C}_{pt} = \begin{array}{ccc} 0.35 & + & 0.15 Y D_t + 0.73 C_{pt-1} \\ [5.15] & [1.89] & [6.46] \\ (3.66) & (2.07) & (6.52) \end{array}$$

$$N = 21 \quad D70 = 4.31 \quad S\% = 2.72 \quad \bar{R}^2 = 98.9 \quad LV = 20.4 \quad T2^{41} = 1.48$$

⁴⁰Em média, as despesas em bens de consumo duradouro representam 6.89% do total das despesas de consumo.

⁴¹Instrumentos: termo independente, YP_{pt-1} e TPI_{pt-1} , tendo a estatística *T2* distribuição $F_{(2,16)}$.

Mais uma vez, verifica-se que o *MOMQ* continua a poder ser considerado como método de estimação adequado neste contexto, mesmo existindo forte autocorrelação.

No entanto, o facto de se ter detectado autocorrelação significativa nos resíduos desta equação, pode resultar da utilização da transformação de Koyck na operacionalização da hipótese de expectativas adaptativas, que, como é conhecido, altera o processo estocástico das variáveis residuais das equações a que é aplicada. Em particular, se a variável residual de uma equação for um ruído branco, depois da transformação de Koyck, seguirá um processo estocástico do tipo *MA*(1), que pode ser formalizado como

$$u_t = \epsilon_t - \phi \epsilon_{t-1},$$

sendo ϕ um parâmetro positivo, u_t as variáveis residuais da equação e ϵ_t variáveis aleatórias *i.i.d.*.

Esta possibilidade sugere um estudo um pouco mais profundo da questão. A análise das funções de autocorrelação e de autocorrelação parcial dos resíduos da referida equação, mostra que não só o comportamento destas séries não é típico dos processos *MA*(1), como o sinal do primeiro coeficiente de autocorrelação é contrário ao esperado — num processo estocástico deste tipo, o primeiro coeficiente de autocorrelação, é dado por:

$$\rho(1) = \frac{-\phi}{(1-\phi^2)}.$$

Função de Autocorrelação					
t	1	2	3	4	5
$\rho(t)$	0.62	0.37	0.29	0.06	-0.18
	(2.85)	(1.28)	(0.94)	(0.18)	(-0.55)

Função de Autocorrelação Parcial					
t	1	2	3	4	5
$\psi(t)$	0.62	-0.03	0.12	-0.27	-0.22
	(2.85)	(-0.12)	(0.55)	(-1.25)	(-0.99)

Assim, a autocorrelação detectada não pode ser encarada como simples resultado do método usado na operacionalização da variável não observável, devendo ser entendida como sinal da persistência de deficiências de especificação, aliás como sucede com os resultados obtidos quando da selecção dos instrumentos.

Para concluir a análise dos modelos tradicionais do comportamento do consumidor, falta abordar a hipótese do Ciclo de Vida. A especificação

sugerida por Ando e Modigliani (1963) para a função consumo é, à luz desta hipótese, a seguinte:

$$C = \alpha Y L_t + \beta A_t,$$

em que A_t representa a riqueza das famílias no início do período t , e os restantes símbolos têm o valor já definido.

A estimação de uma equação deste tipo reveste-se, no caso da economia portuguesa, de alguma dificuldade, uma vez que não existem dados publicados sobre a riqueza das famílias. Torna-se, assim, inevitável a utilização de *proxies* desta variável. Neste sentido, uma hipótese consiste em substituir A_t pela riqueza financeira das famílias (que designaremos por W_t) e para a qual é publicada uma série em Cartaxo e Santos (1984). No entanto, devido à pouca fiabilidade dos dados relativos ao valor das acções, estudou-se também o sub-conjunto da riqueza financeira (os Activos Líquidos) constituído pela circulação e pelos depósitos à ordem e a prazo, que designaremos por L_t .

Quanto ao problema da selecção dos instrumentos, verifica-se, mais uma vez, que os regressores desfasados um período não satisfazem o critério de Luger e Sthal. No entanto, as variáveis YP_{pt-1} e TPI_{pt-1} revelaram-se como instrumentos adequados em qualquer dos casos estudados.

Mais uma vez, estamos na presença de uma especificação que omite o termo independente. No entanto, seguindo o critério anteriormente adoptado, estimou-se o modelo incluindo este regressor.

Da estimação do modelo pelo *MOMQ*, usando as *proxies* indicadas, obtiveram-se os seguintes resultados

$$\begin{array}{rcccl} \hat{C}_{pt} = & 1.03 & + & 0.86 Y L_{pt} & + & 0.08 W_{pt} \\ & [10.4] & & [12.4] & & [2.94] \\ & (9.64) & & (14.0) & & (3.21) \end{array}$$

$$N = 21 \quad DW = 0.79 \quad S\% = 4.10 \quad \bar{R}^2 = 97.3 \quad LV = 11.3 \quad T2^{42} = 0.54$$

$$\begin{array}{rcccl} \hat{C}_{pt} = & 1.32 & + & 0.34 Y L_{pt} & + & 0.44 L_{pt} \\ & [14.3] & & [2.66] & & [5.40] \\ & (13.2) & & (2.76) & & (5.62) \end{array}$$

⁴²Instrumentos: termo independente, YP_{pt-1} e TPI_{pt-1} , tendo a estatística $T2$ distribuição $F_{(2,16)}$.

$$N = 21 \quad DW = 0.68 \quad S\% = 3.10 \quad \bar{R}^2 = 98.5 \quad LV = 17.1 \quad T^2^{43} = 0.41$$

Em qualquer dos casos, este modelo não resolve os problemas de especificação anteriormente encontrados, nomeadamente autocorrelação e eventual omissão de variáveis. Por outro lado, destaca-se o facto do termo independente ser bastante significativo, ainda que neste caso tal possa ficar a dever-se ao uso de *proxies* da riqueza.

Uma outra forma de superar a lacuna que constitui a inexistência de dados relativos à riqueza das famílias, é a sugerida por Stone (1973) e por Pesaran e Deaton (1978), e que consiste em aproximar a riqueza no início de um dado período, pelo somatório das poupanças dos anos anteriores. Isto é:

$$A_t^* = \sum_{i=1}^t S_{i-1}$$

ou

$$\begin{cases} A_t^* = A_{t-1}^* + S_{t-1} & \text{para } t > 1 \\ A_t^* = 0 & \text{para } t = 0 \end{cases}$$

representando S_t e A_t^* , respectivamente, a poupança no período t e a *proxy* do *stock* de riqueza das famílias no início do mesmo período. A série assim construída difere da da riqueza pelo valor desta no período 0, sendo esta constante absorvida pelo coeficiente do termo independente.

Reestimando o modelo, mas usando esta metodologia para a construção da *proxy* de A_t , obtém-se

$$\hat{C}_{pt} = \begin{matrix} 1.17 \\ [4.73] \\ (5.45) \end{matrix} + \begin{matrix} 0.92 YL_{pt} \\ [6.39] \\ (7.54) \end{matrix} + \begin{matrix} 0.01 A_{pt}^* \\ [0.68] \\ (0.69) \end{matrix}$$

$$N = 20 \quad DW = 0.82 \quad S\% = 4.99 \quad \bar{R}^2 = 95.5 \quad LV = 6.49 \quad T^2^{44} = 0.81$$

Dos resultados apresentados, conclui-se que também esta especificação não resolve os problemas já anteriormente encontrados.

⁴³Instrumentos: termo independente, YP_{pt-1} e TPI_{pt-1} , tendo a estatística T^2 distribuição $F_{(2,16)}$.

⁴⁴Instrumentos: termo independente, YL_{pt-1} e A_{pt-1}^* , tendo a estatística T^2 distribuição $F_{(2,15)}$.

Do conjunto de resultados empíricos apresentados, pode concluir-se que as formas tradicionais de operacionalizar as hipóteses da teoria económica, quanto ao comportamento do consumidor, necessitam de ser substancialmente melhoradas. A contínua presença de autocorrelação e o facto dos resíduos se encontrarem frequentemente correlacionados com as variáveis que se obtêm desfasando os regressores, sugerem que algo haverá a fazer, nomeadamente no que diz respeito à especificação do comportamento dinâmico dos modelos.

4.2 A Hipótese Expectativas Racionais-Rendimento Permanente

Porque permite fundamentar teoricamente a escolha das variáveis desfasadas, a incluir na especificação da função consumo, a hipótese ERRP é de particular interesse no que diz respeito ao estudo do comportamento dinâmico do consumo. À luz desta hipótese, o consumo desfasado um período é a única variável desfasada que deve ser incluída no conjunto dos regressores daquela função, uma vez que se supõe que esta variável incorpora toda a informação relevante, disponível antes do período corrente.

Sendo assim, se se verificar que a hipótese ERRP encontra suporte empírico, o problema da especificação da função consumo ficará, em grande parte, resolvido.

Limitando os regressores a variáveis datadas de $t - 1$ ou anteriores, e admitindo a hipótese ERRP, é de esperar que uma equação do tipo

$$C_t = \alpha + \beta C_{t-1},$$

represente a melhor descrição possível da evolução temporal do consumo.

Como é característico das hipóteses do rendimento permanente, a variável dependente desta equação deverá medir o fluxo de serviços de consumo fruídos pelos agentes económicos no período t (C_t). Contudo, no estudo desta hipótese, considerou-se uma definição alternativa da variável dependente. Nomeadamente, foram estudadas as despesas de consumo em bens não duradouros e serviços (C_t^*) com o objectivo de tornar as conclusões da análise independentes da forma de avaliar os serviços do *stock* de bens duradouros, sem contrariar os pressupostos teóricos subjacentes à hipótese ERRP.

A estimação destas equações, com dados para a economia portuguesa,

conduz aos seguintes resultados:

$$\hat{C}_{pt} = \begin{array}{ccc} 0.26 & + & 0.96 C_{pt-1} \\ [3.97] & & [47.5] \\ (2.82) & & (38.9) \end{array}$$

$$N = 21 \quad D70 = 2.73 \quad S\% = 2.87 \quad \bar{R}^2 = 98.7 \quad LV = 18.2$$

$$\hat{C}_{pt}^* = \begin{array}{ccc} 0.26 & + & 0.96 C_{pt-1}^* \\ [3.96] & & [44.2] \\ (2.83) & & (36.5) \end{array}$$

$$N = 21 \quad D70 = 2.71 \quad S\% = 2.98 \quad \bar{R}^2 = 98.5 \quad LV = 18.4$$

Daqui conclui-se que, pelo menos de acordo com os critérios de avaliação mais usuais, o tipo de equação sugerido por Hall (1978) representa uma razoável descrição dos dados, para qualquer das definições de consumo consideradas. Contudo, estes resultados não constituem novidade. É conhecido⁴⁵ que o consumo é uma variável fortemente autocorrelacionada, pelo que a hipótese ERRP não faz mais do que propor uma justificação económica para este fenómeno.

A confirmação desta hipótese exige, no entanto, que nenhuma outra variável desfasada contribua significativamente para melhorar a previsão do consumo, que tem por base o consumo do período anterior.

Na literatura especializada são frequentes os resultados empíricos que contradizem esta importante conclusão, e o caso português parece não fugir a esta regra. Com efeito, a estatística *D70* lança algumas dúvidas quanto à validade deste resultado da hipótese ERRP, uma vez que o facto dos resíduos destas equações apresentarem autocorrelação de primeira ordem, indicia que a previsão efectuada com base neste tipo de modelo é ineficiente por desprezar a informação relativa ao processo estocástico da variável residual.

Aliás, o estudo da variável residual deste tipo de equações tem também interesse porque, tanto a durabilidade do consumo, como a consideração do consumo transitório, implicam um comportamento específico desta variável.

⁴⁵Veja-se Evans (1969).

Em particular, verifica-se que, em qualquer dos casos, os resíduos da equação de Hall devem seguir um processo estocástico do tipo $MA(1)$, que pode ser formalizado como

$$u_t = \epsilon_t - \phi \epsilon_{t-1},$$

sendo ϕ um parâmetro positivo, u_t as variáveis residuais da equação e ϵ_t variáveis aleatórias *i.i.d.*.

Assim sendo, o facto de se ter detectado autocorrelação significativa nos resíduos daquelas equações, pode decorrer da inadequação de alguns dos pressupostos admitidos na exploração das consequências da hipótese ERRP, e não da invalidade da própria hipótese.

Esta possibilidade sugere um estudo um pouco mais profundo da questão. A análise das funções de autocorrelação e de autocorrelação parcial dos resíduos das referidas equações, mostra que não só o comportamento destas séries não é típico dos processos $MA(1)$, como o sinal do primeiro coeficiente de autocorrelação é contrário ao esperado.

Função de Autocorrelação de C_p					
t	1	2	3	4	5
$\rho(t)$	0.54	0.18	0.14	-0.03	-0.26
	(2.45)	(0.66)	(0.51)	(-0.11)	(-0.91)

Função de Autocorrelação Parcial de C_p					
t	1	2	3	4	5
$\psi(t)$	0.54	-0.15	0.16	-0.24	-0.19
	(2.45)	(-0.75)	(0.80)	(-1.20)	(-0.95)

Função de Autocorrelação de C_p^*					
t	1	2	3	4	5
$\rho(t)$	0.53	0.18	0.15	-0.03	-0.26
	(2.44)	(0.67)	(0.52)	(-0.11)	(-0.90)

Função de Autocorrelação Parcial de C_p^*					
t	1	2	3	4	5
$\psi(t)$	0.53	-0.14	0.16	-0.24	-0.19
	(2.44)	(-0.71)	(0.79)	(-1.18)	(-0.95)

Uma vez que a presença de autocorrelação em modelos dinâmicos conduz à inconsistência do *MOMQ*, este estudo foi repetido para os resíduos

das mesmas equações quando estimadas pelo *MVI*, tendo as conclusões sido absolutamente idênticas.

Sendo assim, a explicação da autocorrelação detectada não se encontra nem na durabilidade do consumo nem na omissão do consumo transitório, devendo ser procurada noutras formas de má especificação, nomeadamente na omissão indevida de variáveis desfasadas.

No sentido de investigar a relevância desta questão, procedeu-se à estimação do mesmo conjunto de equações, mas incluindo como regressores adicionais o consumo desfasado dois períodos e o rendimento disponível do período anterior.

$$\hat{C}_{pt} = 0.23 + 1.40 C_{pt-1} - 0.55 C_{pt-2} + 0.08 Y D_{pt-1}$$

[2.50]	[8.38]	[3.67]	[1.03]
(2.06)	(6.24)	(2.90)	(0.95)

$$N = 21 \quad D70 = 0.16 \quad S\% = 2.45 \quad \bar{R}^2 = 99.0 \quad LV = 22.6 \quad F = 4.48$$

$$\hat{C}_{pt}^* = 0.22 + 1.43 C_{pt-1}^* - 0.56 C_{pt-2}^* + 0.06 Y D_{pt-1}$$

[2.42]	[8.80]	[3.65]	[0.82]
(1.98)	(6.51)	(2.88)	(0.80)

$$N = 21 \quad D70 = 0.09 \quad S\% = 2.57 \quad \bar{R}^2 = 98.9 \quad LV = 22.6 \quad F = 4.23$$

Em qualquer dos casos estudados, não só desapareceram os indícios de autocorrelação, como a estatística *F*, comparando estes resultados com os do modelo simples de Hall, permite rejeitar a exclusão deste conjunto de regressores adicionais. Assim sendo, a conclusão de que o consumo do período anterior é a única variável desfasada que ajuda a prever o consumo corrente, pode ser rejeitada, em face dos dados disponíveis para a economia portuguesa, pelo menos tomando o habitual nível de significância de 5%.

O facto da previsão do consumo poder ser melhorada pela consideração de variáveis que à luz da hipótese *ERRP* não contêm informação relevante, pode ser consequência de, na dedução do resultado de que o consumo segue um processo auto-regressivo de primeira ordem, se terem admitido algumas hipóteses auxiliares que conduzem à exclusão de variáveis potencialmente relevantes.

No modelo desenvolvido por Hayashi (1982), a restrição de que a taxa de juro r_t é constante e igual à taxa de desconto dos rendimentos futuros

μ , é determinante para a conclusão de que o consumo segue um processo auto-regressivo de primeira ordem.

O abandono da hipótese de igualdade entre estas duas taxas implica que, mesmo que se verifique a hipótese ERRP, a previsão do consumo à maneira de Hall pode ser melhorada se forem considerados como regressores adicionais, a riqueza e o rendimento do trabalho do período anterior, ficando o modelo com a forma:

$$C_t = [(1 + \mu) - K(1 + r)]C_{t-1} + K(r - \mu)(A_{t-1} + YL_{t-1}) + K(g_t + p_t)$$

tendo os símbolos o valor já definido.

A estimação de uma equação deste tipo levanta novamente o problema da substituição da variável riqueza das famílias por uma *proxy* adequada. Uma vez que este modelo se baseia na consideração de uma restrição orçamental, onde a riqueza tem um papel fundamental, não parece muito justificável tomar como *proxy* desta variável uma sua subcategoria, pelo que tal procedimento implicaria em termos de restrições à composição da riqueza das famílias.

Devido a este facto, optou por considerar-se apenas a *proxy* sugerida por Stone (1973) e que já foi usada na estimação da função do Ciclo de Vida. Estimando, então, o modelo proposto por Hayashi, obtém-se o seguinte resultado:

$$\begin{array}{rcccl} \hat{C}_{pt} & = & -0.05 & + & 1.11 C_{pt-1} & - & 0.02 [A_{pt-1}^* + YL_{pt-1}] \\ & & [0.30] & & [14.5] & & [2.16] \\ & & (0.29) & & (14.9) & & (2.12) \end{array}$$

$$N = 20 \quad D70 = 1.74 \quad S\% = 2.63 \quad \bar{R}^2 = 98.8 \quad LV = 19.3 \quad T2^{46} = 0.62$$

$$\begin{array}{rcccl} \hat{C}_{pt}^* & = & -0.04 & + & 1.10 C_{pt-1}^* & - & 0.02 [A_{pt-1}^* + YL_{pt-1}] \\ & & [0.24] & & [14.7] & & [2.24] \\ & & (0.23) & & (14.9) & & (2.16) \end{array}$$

$$N = 20 \quad D70 = 1.70 \quad S\% = 2.73 \quad \bar{R}^2 = 98.6 \quad LV = 19.5 \quad T2^{47} = 0.62$$

⁴⁶Instrumentos: termo independente, $[A_{pt-2}^* + YL_{pt-2}]$ e W_{pt-2} , tendo $T2$ distribuição $F_{(2,15)}$.

⁴⁷Instrumentos: termo independente, $[A_{pt-2}^* + YL_{pt-2}]$ e W_{pt-2} , tendo $T2$ distribuição $F_{(2,15)}$.

Em traços gerais, a situação encontrada é semelhante à que Hayashi (1982) reporta para o caso da economia americana. O facto do parâmetro do regressor $[A_{pt-1}^* + Y L_{pt-1}]$ ser estatisticamente significativo, indica que é também significativa a diferença entre as taxas de juro e de actualização dos rendimentos futuros. Por outro lado, o sinal deste parâmetro corrobora a ideia de que a taxa de actualização é superior à taxa de juro, possivelmente devido ao facto dos consumidores considerarem um “prémio de risco”.

Deste modo, é de esperar que a introdução no modelo uniequacional de Hall, das variáveis A_{t-1}^* e $Y L_{t-1}$, conduza à melhoria da qualidade das previsões do modelo. No entanto, se se admitir a hipótese ERRP, a introdução de outras variáveis desfasadas será redundante.

$$\hat{C}_{pt} = -0.17 + 1.14 C_{pt-1} - 0.004 [A_{pt-1}^* + Y L_{pt-1}] + 1.97 \Pi_{t-1}$$

[1.19]	[18.9]	[0.915]	[4.06]
(1.18)	(19.3)	(0.512)	(3.42)

$$N = 20 \quad D70 = -0.25 \quad S\% = 2.06 \quad \bar{R}^2 = 99.2 \quad LV = 24.7 \quad T2^{48} = 0.20$$

$$\hat{C}_{pt}^* = -0.16 + 1.14 C_{pt-1}^* - 0.003 [A_{pt-1}^* + Y L_{pt-1}] + 1.93 \Pi_{t-1}$$

[1.09]	[18.7]	[0.734]	[3.98]
(1.09)	(19.2)	(0.409)	(3.38)

$$N = 20 \quad D70 = -0.25 \quad S\% = 2.15 \quad \bar{R}^2 = 99.1 \quad LV = 24.9 \quad T2^{49} = 0.23$$

Da análise dos resultados agora apresentados, conclui-se que não é possível aceitar a exclusão do regressor adicional, e que, por outro lado, o parâmetro da variável $[A_{t-1}^* + Y L_{t-1}]$ não surge, agora, estatisticamente significativo.

Ainda que os resultados apresentados sejam condicionais à *proxy* usada, parece possível aceitar-se que a eventual consideração de um “prémio de risco” na taxa de desconto dos rendimentos futuros, não é suficiente para explicar a não verificação empírica do principal resultado da hipótese ERRP.

Outra variável potencialmente importante, e que é excluída do modelo de Hall (1978) devido à admissão de uma hipótese simplificadora, é a taxa de juro.

⁴⁸Instrumentos: termo independente, $[A_{pt-2}^* + Y L_{pt-2}]$, $Y D_{t-2}$ e C_{pt-3} , tendo $T2$ distribuição $F_{(3,13)}$.

⁴⁹Instrumentos: termo independente, $[A_{pt-2}^* + Y L_{pt-2}]$, $Y D_{t-2}$ e C_{pt-3}^* , tendo $T2$ distribuição $F_{(3,13)}$.

Com efeito, pequenas alterações desta taxa podem induzir efeitos de substituição intertemporal, criando divergências importantes entre o valor do consumo e a previsão que tem como única base o consumo do período anterior.

Assim, a hipótese de que a taxa de juro é constante, pode ser responsável pelos resultados empíricos que contrariam a hipótese ERRP.

No sentido de averiguar a importância desta questão, estimou-se uma função do tipo proposto por Hall, mas incluindo a taxa de juro r_t entre os regressores.

$$\hat{C}_{pt} = \begin{matrix} 0.40 \\ [0.47] \\ (0.47) \end{matrix} + \begin{matrix} 0.95 C_{pt-1} \\ [27.0] \\ (24.8) \end{matrix} - \begin{matrix} 0.13 r_t \\ [0.17] \\ (0.16) \end{matrix}$$

$$N = 21 \quad D70 = 2.86 \quad S\% = 3.06 \quad \bar{R}^2 = 98.4 \quad LV = 18.4 \quad T2^{50} = 0.90$$

$$\hat{C}_{pt}^* = \begin{matrix} 0.43 \\ [0.51] \\ (0.50) \end{matrix} + \begin{matrix} 0.96 C_{pt-1}^* \\ [29.4] \\ (26.6) \end{matrix} - \begin{matrix} 0.16 r_t \\ [0.20] \\ (0.20) \end{matrix}$$

$$N = 21 \quad D70 = 2.89 \quad S\% = 2.94 \quad \bar{R}^2 = 98.6 \quad LV = 18.2 \quad T2^{51} = 0.79$$

Os resultados deste procedimento sugerem que a influência da taxa de juro no nível de consumo não é significativa. Por outro lado, esta influência também não é suficiente para explicar a rejeição das conclusões da hipótese ERRP. Estimando a mesma equação, mas incluindo agora no conjunto dos regressores variáveis que, à luz desta hipótese, não deveriam ser significativas, verifica-se que a estatística F não permite aceitar a exclusão destes novos regressores.

$$\hat{C}_{pt} = \begin{matrix} -0.69 \\ [1.08] \\ (1.25) \end{matrix} + \begin{matrix} 1.34 C_{pt-1} \\ [7.08] \\ (10.1) \end{matrix} + \begin{matrix} 0.56 r_t \\ [0.98] \\ (1.25) \end{matrix} - \begin{matrix} 1.70 \Pi_{t-1} \\ [3.10] \\ (3.30) \end{matrix} - \begin{matrix} 0.23 C_{pt-2} \\ [1.15] \\ (1.96) \end{matrix}$$

$$N = 21 \quad D70 = -1.44 \quad S\% = 2.11 \quad \bar{R}^2 = 99.3 \quad LV = 27.4 \quad F = 10.9$$

⁵⁰Instrumentos: termo independente, taxa de desconto do Banco de Portugal ($DESC$), em $t-2$ e $t-3$, tendo $T2$ distribuição $F_{(2,16)}$.

⁵¹Instrumentos: termo independente, $DESC_{t-2}$ e $DESC_{t-3}$, tendo $T2$ distribuição $F_{(2,16)}$.

$$\widehat{C}_{pt}^* = -0.68 + 1.36 C_{pt-1}^* + 0.55 r_t - 1.73 \Pi_{t-1} - 0.25 C_{pt-2}^* \\ \begin{matrix} [1.07] & [7.26] & [0.97] & [3.12] & [1.25] \\ (1.24) & (10.1) & (1.22) & (3.35) & (2.07) \end{matrix}$$

$$N = 21 \quad D70 = -1.51 \quad S\% = 2.02 \quad \bar{R}^2 = 99.4 \quad LV = 27.3 \quad F = 11.1$$

Um teste a que a hipótese ERRP é frequentemente submetida⁵², consiste em avaliar a diferença de importância que as parcelas *antecipada* e *não antecipada* do rendimento têm na previsão do consumo. O procedimento usual para ajuizar a influência das duas componentes do rendimento, consiste em estimar uma equação descrevendo a evolução temporal desta variável, a partir da qual se constroem as séries dos valores ajustados do rendimento e dos resíduos, que são então usadas como *proxies* do rendimento antecipado e não antecipado.

Quanto à equação caracterizadora da evolução do rendimento, tomou-se como ponto de partida a estimação de um processo auto-regressivo de terceira ordem, que conduziu aos seguintes resultados:

$$YD_{pt} = 0.26 + 1.56 YD_{pt-1} - 0.83 YD_{pt-2} + 0.24 YD_{pt-3} + \hat{\epsilon}_t \\ \begin{matrix} [2.53] & [7.25] & [2.32] & [1.17] \\ (1.93) & (7.12) & (2.11) & (1.03) \end{matrix}$$

$$N = 25 \quad D70 = -0.59 \quad S\% = 3.68 \quad \bar{R}^2 = 98.5 \quad LV = 8.0$$

Uma vez que o coeficiente de YD_{pt-3} não é estatisticamente significativo, estimou-se um processo auto-regressivo de segunda ordem, obtendo-se agora

$$YD_{pt} = 0.23 + 1.45 YD_{pt-1} - 0.48 YD_{pt-2} + \hat{\epsilon}_t \\ \begin{matrix} [2.41] & [6.89] & [2.35] \\ (1.81) & (8.07) & (2.72) \end{matrix}$$

$$N = 26 \quad D70 = 1.03 \quad S\% = 3.71 \quad \bar{R}^2 = 98.6 \quad LV = 7.97$$

Admitindo a hipótese ERRP, a inovação do rendimento deverá ter um papel importante na determinação do consumo corrente, o mesmo não

⁵²Vejam-se Bilson (1980a) Muellbauer (1983) e Blinder e Deaton (1985).

sucedendo com a componente antecipada. Assim, estimou-se uma função em que o consumo corrente é explicado, não só pelo consumo desfasado, como também pelas duas componentes do rendimento.

$$\hat{C}_{pt} = 0.34 + 0.79 C_{pt-1} + 0.18 \hat{\epsilon}_t + 0.10 \widehat{YD}_{pt}$$

[4.82]	[7.27]	[1.15]	[1.41]
(3.28)	(6.33)	(1.27)	(1.49)

$$N = 21 \quad D70 = 4.13 \quad S\% = 2.92 \quad \bar{R}^2 = 98.6 \quad LV = 20.0 \quad T2^{53} = 2.68$$

$$\hat{C}^*_{pt} = 0.35 + 0.75 C^*_{pt-1} + 0.19 \hat{\epsilon}_t + 0.14 \widehat{YD}_{pt}$$

[5.14]	[6.63]	[1.33]	[1.74]
(3.54)	(6.20)	(1.42)	(1.95)

$$N = 21 \quad D70 = 4.16 \quad S\% = 2.71 \quad \bar{R}^2 = 98.8 \quad LV = 20.5 \quad T2^{54} = 2.77$$

Os resultados obtidos são pouco esclarecedores, na medida em que o elevado grau de autocorrelação inviabiliza a análise da significância dos parâmetros. Apesar desta limitação, estes resultados parecem apontar no sentido de que as componentes *antecipada* e *não antecipada* do rendimento não influenciam o nível do consumo.

Contudo, este resultado pode dever-se à má especificação da função consumo, nomeadamente devido à omissão de variáveis. De facto, durante o processo de selecção dos instrumentos, encontraram-se diversas variáveis que, não só surgiam significativas, como eliminavam os sinais de autocorrelação. Nestes casos, os parâmetros das duas componentes do rendimento eram sistematicamente significativos⁵⁵ e com valores relativamente semelhantes, pondo em causa as conclusões da hipótese ERRP.

Abordando agora o problema das restrições de liquidez, e seguindo a proposta de Hall (1978), poderemos supor que uma fracção dos consumidores é afectada por restrições de liquidez, limitando-se o seu consumo a acompanhar a evolução do rendimento disponível. Se os restantes consumidores se comportarem de acordo com a hipótese ERRP, o consumo global

⁵³Instrumentos: termo independente, TPI_{pt-3} , r_t e ϵ_{t-1} , tendo $T2$ distribuição $F_{(3,14)}$.

⁵⁴Instrumentos: termo independente, TPI_{pt-3} , r_t e ϵ_{t-1} , tendo $T2$ distribuição $F_{(3,14)}$.

⁵⁵Note-se que as estatísticas t referentes à componente *antecipada* do rendimento são calculadas de acordo com o método exposto em Pagan (1984).

evoluirá de acordo com:

$$C_t^0 = ZC_{t-1}^0$$

$$C_t^1 = KY_t$$

$$C_t = C_t^0 + C_t^1,$$

representando C_t^0 o consumo dos agentes económicos que se comportam de acordo com a hipótese ERRP, e C_t^1 o consumo dos agentes limitados por restrições de liquidez, sendo Z e K constantes.

Tomando as primeiras diferenças do logaritmo das primeiras duas relações, temos:

$$\Delta c_t^0 = z$$

$$\Delta c_t^1 = \Delta y_t,$$

onde as letras minúsculas traduzem o logaritmo natural das grandezas representadas pelas respectivas maiúsculas.

Admitindo-se que uma fracção constante do consumo s é afectada por restrições de liquidez, tem-se

$$\Delta c_t = (1 - s)z + s\Delta y_t.$$

A operacionalização desta equação exige, uma vez mais, a distinção entre as componentes *antecipada* e *não antecipada* do rendimento. Supondo que a melhor previsão para a taxa de crescimento do rendimento é efectuada de acordo com

$$\widehat{\Delta y}_t = \rho_0 + \rho_1 \Delta y_{t-1}, \quad (35)$$

teremos então

$$\Delta c_t = (1 - s)z + s\widehat{\Delta y}_t. \quad (36)$$

Da estimação deste conjunto de equações resultará, então, uma estimativa para o valor de s , que dará uma ideia da importância das restrições de liquidez.

Muellbauer e Boover (1986) referem este modelo como sendo demasiado simplista, por ignorar que os consumidores afectados por restrições de liquidez podem consumir mais do que o seu rendimento corrente. Isto porque o facto dos consumidores enfrentarem restrições de liquidez, não significa necessariamente que o rendimento disponível seja a única forma de financiarem o consumo. No entanto, e apesar da sua evidente simplicidade, este é o modelo mais frequentemente utilizado nos estudos empíricos sobre o

tema, talvez por ser aquele que permite reduzir ao mínimo as aproximações necessárias à sua aplicação.

Estimando este conjunto de equações, obtêm-se os seguintes resultados:

$$\widehat{\Delta y d_t} = \begin{array}{ccc} 0.03 & + & 0.42 \Delta y d_{t-1} \\ [2.42] & & [2.08] \\ (2.26) & & (2.20) \end{array}$$

$$N = 25 \quad DW = -0.11 \quad S\% = 79.7 \quad \bar{R}^2 = 13.8 \quad LV = 49.2$$

$$\widehat{\Delta c_t} = - \begin{array}{ccc} 0.01 & + & 1.01 \widehat{\Delta y d_t} \\ [0.36] & & [2.78] \\ (0.29) & & (2.04) \end{array}$$

$$N = 21 \quad DW = 1.5 \quad S\% = 64.5 \quad \bar{R}^2 = 13.7 \quad LV = 47.1$$

$$\widehat{\Delta c^*_t} = - \begin{array}{ccc} 0.004 & + & 0.96 \widehat{\Delta y d_t} \\ [0.19] & & [2.74] \\ (0.15) & & (2.04) \end{array}$$

$$N = 21 \quad DW = 1.5 \quad S\% = 59.7 \quad \bar{R}^2 = 13.6 \quad LV = 48.1$$

Em qualquer dos casos, o parâmetro s é estatisticamente significativo, e próximo da unidade, pelo que, em Portugal, o consumo parece ser muito fortemente afectado por restrições de liquidez.

O resultado agora obtido salienta o facto de que a rejeição sistemática das conclusões da hipótese ERRP pode dever-se apenas a dificuldades que os consumidores encontrem em levar a cabo as suas decisões de optimização, e não à sua incapacidade para definir um plano de consumo óptimo.

Resumindo, a hipótese ERRP não é incompatível com os resultados empíricos aqui apresentados, ainda que estes permitam rejeitar aquela que é a sua principal conclusão no que diz respeito à especificação da função consumo, isto é, que o consumo desfasado um período é a única variável desfasada que deve ser incluída no conjunto dos regressores desta equação.

No entanto, deve ter-se em atenção que, por exemplo, se o consumo não se ajustar imediatamente à informação disponível acerca do rendimento permanente — como supõe Hall (1978) — aquela conclusão da hipótese ERRP nunca se verificará, mesmo que a hipótese seja válida.

Em termos de política económica, também a principal consequência da conjugação da hipótese de expectativas racionais com as ideias subjacentes aos modelos do rendimento permanente, parece poder ser rejeitada. De facto, possivelmente devido a restrições de liquidez, mesmo variações do rendimento antecipadas pelos agentes económicos parecem afectar o nível do consumo.

4.3 Modelos com Mecanismo de Correção de Erros

Significando a aceitação das conclusões da hipótese ERRP, a resolução de grande parte do problema da especificação da função consumo, os resultados atrás apresentados voltam a colocar este problema ao nível empírico.

Neste campo, os modelos com mecanismo de correção de erros (MCE) são particularmente interessantes, não só devido aos bons resultados proporcionados, como porque, apesar da sua origem marcadamente empírica, têm grandes afinidades com a teoria económica.

Este tipo de modelos tem por base a equação apresentada por DHSY (1978) e que, na sua forma mais simples, pode ser escrita como

$$c_t = \alpha_0 + \alpha_1 c_{t-1} + \beta_0 y d_t + \beta_1 y d_{t-1} + \epsilon_t$$

com

$$\eta_0 : \alpha_1 + \beta_0 + \beta_1 = 1.$$

Da estimação deste tipo de equação, tomando como variáveis dependentes dc_{pt} e c_{pt} ⁵⁶, obtêm-se os seguintes resultados:

$$\begin{array}{ccccccc} \widehat{dc}_{pt} & = & 0.06 & + & 0.81 \widehat{dc}_{pt-1} & + & 0.48 y d_{pt} & - & 0.35 y d_{pt-1} \\ & & [2.49] & & [8.59] & & [3.86] & & [2.83] \\ & & (2.43) & & (6.17) & & (3.52) & & (2.37) \end{array}$$

$$N = 26 \quad D70 = 1.98 \quad S\% = 1.83 \quad \bar{R}^2 = 99.3 \quad LV = 61.8 \quad T2^{57} = 0.09 \quad \eta_0^{58} = 2.37$$

⁵⁶Tendo-se verificado que a modelização de c_{pt} e de c_{pt}^* conduz a conclusões idênticas, optou-se pela omissão dos resultados obtidos com esta última variável.

⁵⁷Instrumentos: termo independente, logaritmo da circulação monetária *per capita* (*circ*) em $t-2$, $y d_{pt-1}$ e dc_{pt-1} , tendo $T2$ distribuição $F_{(1,21)}$.

⁵⁸Teste da hipótese η_0 , com distribuição $t_{(N-K)}$.

$$\hat{c}_{pt} = \begin{array}{cccc} 0.06 & + & 0.78 c_{pt-1} & + & 0.38 yd_{pt} & - & 0.22 yd_{pt-1} \\ [2.61] & & [6.24] & & [3.27] & & [1.61] \\ (2.49) & & (5.31) & & (2.67) & & (1.27) \end{array}$$

$$N = 22 \ D70 = 2.30 \ S\% = 1.80 \ \bar{R}^2 = 99.4 \ LV = 54.2 \ T2^{59} = 0.92 \ \eta_0 = 2.34$$

Do panorama apresentado ressaltam alguns sinais de má especificação, nomeadamente o facto da hipótese η_0 não ser aceite em nenhum dos casos estudados, e os visíveis sinais de autocorrelação. No entanto, o problema mais grave surge na escolha dos instrumentos adequados à construção da estatística $T2$. Com efeito, grande número de potenciais instrumentos foi rejeitado, uma vez que, quando incluídos na especificação base, os seus coeficientes se apresentavam estatisticamente significativos. Este facto indicia que esta especificação omite variáveis potencialmente relevantes.

4.3.1 Desenvolvimentos da Especificação MCE

A Modelização da Inflação

Intimamente associado ao desenvolvimento deste tipo de modelos, o tratamento dos efeitos da inflação no comportamento dos consumidores tem tido enorme importância na qualidade dos resultados empíricos obtidos.

Abordando este tema da forma proposta pelos autores do estudo pioneiro sobre esta questão — DHSY (1978) — começou-se pela introdução da taxa de crescimento do deflator do consumo privado, e da sua aceleração, no conjunto dos regressores — π e $\Delta\pi$, respectivamente.

$$\hat{dc}_{pt} = \begin{array}{cccccc} -0.02 & + & 0.80 dc_{pt-1} & + & 0.21 yd_{pt} & - & 0.02 yd_{pt-1} & - & 0.54 \pi_t & + & 0.37 \Delta\pi_t \\ [0.86] & & [11.4] & & [2.42] & & [0.19] & & [5.27] & & [4.49] \\ (0.90) & & (8.69) & & (1.83) & & (0.14) & & (4.22) & & (4.17) \end{array}$$

$$N = 26 \ D70 = -0.80 \ S\% = 1.28 \ \bar{R}^2 = 99.7 \ LV = 72.35 \ T2^{60} = 0.70 \ \eta_0 = 1.29$$

⁵⁹Instrumentos: termo independente, $circ_{pt-2}$, yd_{pt-1} e c_{pt-1} , tendo $T2$ distribuição $F_{(1,17)}$.

⁶⁰Instrumentos: termo independente, tpi_{pt-1} , yd_{pt-1} , dc_{pt-1} , yd_{pt-2} e $circ_{pt-2}$, tendo $T2$ distribuição $F_{(3,17)}$.

$$\hat{c}_{pt} = 0.01 + 0.84 c_{pt-1} + 0.18 yd_{pt} - 0.01 yd_{pt-1} - 0.46 \pi_t + 0.35 \Delta \pi_t$$

[0.33]	[8.92]	[2.07]	[0.08]	[4.50]	[4.54]
(0.33)	(7.86)	(1.47)	(0.06)	(3.61)	(3.64)

$$N = 22 \quad D70 = -1.43 \quad S\% = 1.30 \quad \bar{R}^2 = 99.7 \quad LV = 62.8 \quad T2^{61} = 0.48 \quad \eta_0 = 0.83$$

A consideração destes novos regressores, não só tornou possível a aceitação sistemática da hipótese η_0 , como afastou os sinais de autocorrelação. Paralelamente, obteve-se uma melhoria significativa dos principais indicadores da qualidade do ajustamento. No entanto, estes resultados são ensombrados pelo facto do parâmetro da variável $\Delta \pi_t$ surgir com o sinal contrário ao previsto pela teoria. Este resultado é tanto mais grave quanto é facto que este parâmetro é estimado com uma razoável precisão.

Ungern-Sternberg (1981) propõe uma forma alternativa de modelizar os efeitos da inflação, nomeadamente contabilizando a erosão dos activos financeiros, que é esperada em períodos de inflação. A fim de encontrar uma estimativa para o valor desta depreciação, é necessário começar por definir uma *proxy* da inflação esperada pelos consumidores.

Neste sentido, e mais uma vez tendo por base a análise das funções de autocorrelação e de autocorrelação parcial, supôs-se que as expectativas de inflação são formadas com base num processo auto-regressivo de primeira ordem.

Função de Autocorrelação de π

t	1	2	3	4	5
$\rho(t)$	0.85	0.75	0.68	0.53	0.45
	(4.34)	(2.43)	(1.83)	(1.27)	(1.02)

Função de Autocorrelação Parcial de π

t	1	2	3	4	5
$\psi(t)$	0.85	0.08	0.10	-0.31	0.13
	(4.34)	(0.35)	(0.490)	(-1.56)	(0.64)

$$\pi_t^e = 0.02 + 0.87 \pi_{t-1}$$

(1.51)	(9.32)
--------	--------

⁶¹Instrumentos: termo independente, π_{pt-1} , yd_{pt-1} , c_{pt-1} , yd_{pt-2} e $circ_{pt-2}$, tendo $T2$ distribuição $F_{(3,13)}$.

$$N = 26 \quad D70 = -1.83 \quad S\% = 37.0 \quad \bar{R}^2 = 0.77 \quad LV = 46.76$$

Com base nesta hipótese quanto à formação de expectativas, o modelo com MCE foi reestimado incorporando o efeito da inflação sugerido por Ungern-Sternberg (1981).

$$\begin{array}{ccccccc} \widehat{dc}_{pt} & = & 0.06 & + & 0.84 & dc_{pt-1} & + & 0.50 & y_{pt}^a & - & 0.40 & y_{pt-1}^a \\ & & [2.48] & & [9.16] & & & [4.04] & & & [3.59] \\ & & (2.43) & & (6.37) & & & (3.70) & & & (2.99) \end{array}$$

$$\begin{array}{ccc} y_{pt}^a & = & \log (YD_{pt} + 0.34 \pi_t^e L_{pt}) \\ & & [1.58] \\ & & (1.39) \end{array}$$

$$N = 26 \quad D70 = 1.32 \quad S\% = 1.79 \quad \bar{R}^2 = 99.3 \quad LV = 63.1 \quad \eta_0 = 2.50$$

$$\begin{array}{ccccccc} \widehat{c}_{pt} & = & 0.07 & + & 0.94 & c_{pt-1} & + & 0.40 & y_{pt}^a & - & 0.39 & y_{pt-1}^a \\ & & [3.05] & & [9.96] & & & [2.93] & & & [3.40] \\ & & (2.78) & & (6.49) & & & (2.84) & & & (2.71) \end{array}$$

$$\begin{array}{ccc} y_{pt}^a & = & \log (YD_{pt} + 0.95 \pi_t^e L_{pt}) \\ & & [2.69] \\ & & (1.74) \end{array}$$

$$N = 22 \quad D70 = 0.51 \quad S\% = 1.70 \quad \bar{R}^2 = 99.4 \quad LV = 56.2 \quad \eta_0 = 1.75$$

Dos resultados apresentados, destaca-se o facto do parâmetro associado à depreciação dos activos surgir com sinal contrário ao esperado. Esta situação lança algumas dúvidas quanto à adequação deste modelo à economia portuguesa. No sentido de avaliar até que ponto este resultado patológico se deve à não consideração de todos os activos financeiros, nomeadamente acções e obrigações, e seguindo a sugestão de Pesaran e Evans (1984), o modelo foi estimado considerando a depreciação de toda a riqueza financeira. A situação encontrada não traduziu melhorias significativas, uma vez que o parâmetro em causa continuou a apresentar o sinal contrário ao que seria de esperar. Acrescente-se ainda que, com a utilização da riqueza financeira, a hipótese η_0 é rejeitada, em ambos os casos, aos níveis de significância habituais.

A Taxa de Juro e a Repartição Funcional do Rendimento

A generalização das relações de proporcionalidade pode justificar a introdução no modelo de outras variáveis, aliás à semelhança do que foi feito com a taxa de inflação. Sendo a taxa de juro uma das variáveis cuja inclusão na função consumo é privilegiada pela teoria económica, será interessante analisar as consequências da introdução deste novo regressor na função consumo com MCE.

$$\widehat{dc}_{pt} = 0.07 + 0.79 dc_{pt-1} + 0.50 yd_{pt} - 0.35 yd_{pt-1} + 0.06 \log r_t - 0.22 \Delta \log r_t$$

[2.54]	[7.53]	[3.75]	[3.34]	[0.31]	[1.34]
(2.45)	(4.73)	(3.42)	(2.49)	(0.27)	(1.33)

$$N = 25 \quad D70 = 0.94 \quad S\% = 1.67 \quad \bar{R}^2 = 99.3 \quad LV = 62.6 \quad T2^{62} = 1.27 \quad \eta_0 = 1.77$$

$$\widehat{c}_{pt} = 0.07 + 0.82 c_{pt-1} + 0.39 yd_{pt} - 0.27 yd_{pt-1} - 0.01 \log r_t - 0.21 \Delta \log r_t$$

[2.63]	[6.81]	[2.78]	[2.22]	[0.05]	[1.63]
(2.40)	(4.54)	(2.20)	(1.47)	(0.04)	(1.29)

$$N = 21 \quad D70 = 1.01 \quad S\% = 1.70 \quad \bar{R}^2 = 99.3 \quad LV = 54.1 \quad T2^{63} = 0.86 \quad \eta_0 = 1.42$$

Uma vez mais, os resultados obtidos não são inteiramente satisfatórios. Apesar da qualidade geral do ajustamento ser boa e de ser possível aceitar a hipótese η_0 , os parâmetros dos novos regressores não surgem significativos.

Outra das variáveis cuja influência no consumo encontra antigas raízes na teoria económica, é a repartição funcional do rendimento. A estimação do modelo com MCE complementado pela introdução da variável Kaldoriana — $(yl - yd) = \Gamma$ — proporciona os seguintes resultados:

$$\widehat{dc}_{pt} = 0.81 + 0.75 dc_{pt-1} + 0.52 yd_{pt} - 0.34 yd_{pt-1} - 0.03 \Gamma_t + 0.16 \Delta \Gamma_t$$

[1.80]	[6.36]	[4.17]	[3.32]	[0.47]	[1.84]
(1.16)	(4.13)	(3.58)	(2.25)	(0.26)	(1.54)

⁶²Instrumentos: termo independente, tpi_{pt-3} , yd_{pt-1} , dc_{pt-1} , $circ_{pt-1}$ e yp_{pt-1} , tendo T2 distribuição $F_{(3,16)}$.

⁶³Instrumentos: termo independente, tpi_{pt-3} , yd_{pt-1} , c_{pt-1} , $circ_{pt-1}$ e yp_{pt-1} , tendo T2 distribuição $F_{(3,12)}$.

$$N = 25 \quad D70 = 0.47 \quad S\% = 1.73 \quad \bar{R}^2 = 99.3 \quad LV = 61.8 \quad T2^{64} = 2.56 \eta_0 = 2.05$$

$$\hat{c}_{pt} = 0.04 + 0.83 c_{pt-1} + 0.38 yd_{pt} - 0.28 yd_{pt-1} - 0.04 \Gamma_t + 0.13 \Delta \Gamma_t$$

[0.65]	[5.11]	[2.15]	[2.13]	[0.41]	[1.53]
(1.46)	(3.80)	(1.84)	(1.38)	(0.28)	(1.17)

$$N = 21 \quad D70 = 1.10 \quad S\% = 1.81 \quad \bar{R}^2 = 99.3 \quad LV = 52.7 \quad T2^{65} = 0.70 \quad \eta_0 = 1.32$$

Tal como verificado com a análise da introdução da taxa de juro no modelo com MCE, a baixa precisão com que são estimados os parâmetros associados aos regressores agora introduzidos, sugere que a consideração da influência da repartição do rendimento não representa um progresso significativo em relação ao modelo simples.

O Mecanismo de Correção Integral

A consideração do mecanismo de correcção integral (MCI) é um dos mais importantes desenvolvimentos do modelo de DHSY, e um dos que tem proporcionado melhores resultados empíricos⁶⁶.

Na sua forma mais simples, o modelo com MCI pode ser escrito na forma

$$c_t = \alpha_0 + \alpha_1 c_{t-1} + \beta_0 yd_t + \beta_1 yd_{t-1} + \alpha_2 a_t + \epsilon_t$$

com

$$\eta_1 : \alpha_1 + \alpha_2 + \beta_0 + \beta_1 = 1.$$

A estimação deste modelo implica, uma vez mais, o recurso à utilização de *proxys* para a série da riqueza. Anteriormente este problema foi superado usando três alternativas possíveis: a riqueza financeira, os activos líquidos e a *proxy* construída de acordo com a metodologia proposta por Stone (1973). No caso do modelo com MCI, no entanto, esta última alternativa não está disponível.

⁶⁴Instrumentos: termo independente, dc_{pt-1} , yd_{pt-1} , tpi_{pt-3} , tpi_{pt-2} e $circ_{pt-2}$, tendo $T2$ distribuição $F_{(3,16)}$.

⁶⁵Instrumentos: termo independente; c_{pt-1} , yd_{pt-1} , tpi_{pt-3} yp_{pt} e $circ_{pt-2}$, tendo $T2$ distribuição $F_{(3,12)}$.

⁶⁶Veja-se Davies (1984).

Com efeito, o método sugerido por Stone (1973), passa por decompor a riqueza em duas parcelas: a riqueza no período 0 e as poupanças acumuladas entre os períodos 0 e t . Destas duas componentes, a segunda pode ser facilmente calculada e a primeira é incorporada no termo independente da regressão. Ora, dada a natureza log-linear do modelo com MCE, este método não é aplicável, uma vez que, neste tipo de modelos, o termo independente é multiplicativo e não aditivo.

Estimando, então, este modelo usando como *proxy* da riqueza das famílias a variável L_t — à semelhança do que fazem Hendry e Ungern-Sternberg (1981) — obtém-se:

$$\widehat{dc}_{pt} = 0.39 + 0.44 \, dc_{pt-1} + 0.18 \, yd_{pt} - 0.17 \, yd_{pt-1} + 0.31 \, l_{pt}$$

[9.27]	[4.72]	[2.23]	[1.79]	[7.99]
(6.82)	(4.20)	(1.83)	(1.77)	(5.96)

$$N = 26 \, D70 = -0.07 \, S\% = 1.14 \, \bar{R}^2 = 99.7 \, LV = 74.7 \, T2^{67} = 0.70 \, \eta_1^{68} = 7.03$$

$$\widehat{c}_{pt} = 0.34 + 0.50 \, c_{pt-1} + 0.13 \, yd_{pt} - 0.11 \, yd_{pt-1} + 0.26 \, l_{pt}$$

[10.7]	[5.68]	[2.36]	[1.29]	[8.55]
(7.11)	(5.16)	(1.43)	(1.08)	(6.09)

$$N = 22 \, D70 = 1.35 \, S\% = 1.04 \, \bar{R}^2 = 99.8 \, LV = 67.0 \, T2^{69} = 0.03 \, \eta_1 = 7.31$$

Deste conjunto de resultados, destaca-se o facto da hipótese η_1 ser rejeitada em qualquer dos casos considerados. No entanto, a introdução deste novo regressor conduz a um ganho substancial em termos de qualidade de ajustamento.

A estimação deste modelo considerando a riqueza financeira como *proxy* da riqueza, conduz a resultados muito semelhantes, ainda que a qualidade do ajustamento se degrade um pouco.

Conclui-se, assim, que a consideração de uma *proxy* da riqueza parece ter uma importância não negligenciável na especificação da função consumo, ainda que a presença deste novo regressor não seja inteiramente justificada pelo MCI.

⁶⁷Instrumentos: termo independente, yd_{pt-1} , yd_{pt-2} , l_{pt-2} e dc_{pt-1} , tendo $T2$ distribuição $F_{(2,10)}$.

⁶⁸Teste da hipótese η_1 , com distribuição $t_{(N-K)}$.

⁶⁹Instrumentos: termo independente, yd_{pt-1} , yd_{pt-2} , l_{pt-2} e c_{pt-1} , tendo $T2$ distribuição $F_{(2,15)}$.

4.4 Que Função Consumo?

4.4.1 Especificação

Os estudos empíricos até agora apresentados, tiveram como objectivo a análise da adequação à realidade portuguesa, de alguns modelos teóricos explicativos do comportamento do consumidor, não tendo nunca havido a preocupação de corrigir ou melhorar as especificações estudadas.

Na parte final deste trabalho, pretende-se preencher esta lacuna, procurando a melhor especificação para uma função explicativa das despesas de consumo no caso português.

O facto desta pesquisa se limitar ao caso das despesas de consumo, tem duas justificações básicas. Por um lado, esta é a variável mais relevante em termos de política económica e, portanto, aquela cuja evolução e determinantes será mais importante conhecer. Por outro lado, a série de dados relativos a esta variável é mais extensa que as séries disponíveis para as possíveis alternativas a esta variável dependente.

No entanto, e até como forma de estudar a robustez da especificação encontrada, os resultados obtidos serão, em anexo, comparados com os que resultam da consideração de C_t como variável dependente⁷⁰.

Seguindo a estratégia usualmente recomendada para a modelização de equações dinâmicas, tomou-se como ponto de partida uma especificação tão geral quanto possível, que tem como casos particulares os mais importantes modelos estudados. Com base nos resultados obtidos na estimação deste modelo de referência, caminhou-se no sentido de encontrar uma especificação que, sendo tão parcimoniosa quanto possível, fosse compatível, não só com a especificação de base, mas também com algum dos modelos teóricos estudados.

A especificação que foi tomada como referência, resulta da generalização dos modelos com mecanismo de correcção de erros, que foram objecto de estudo teórico e empírico, em pontos anteriores deste trabalho. Esta generalização passa não só pela consideração, em simultâneo, dos vários desenvolvimentos, já estudados, deste tipo de modelos, como pelo abandono de algumas restrições até agora admitidas, e cuja compatibilidade com os dados não foi testada.

Neste sentido, introduziram-se algumas alterações na metodologia anteriormente seguida. Em primeiro lugar, abandonou-se a utilização de

⁷⁰Note-se que estes resultados não são directamente comparáveis com os que resultam da modelização de C_t^* , uma vez que esta variável, sendo uma subcategoria do consumo, é influenciada por outros factores, nomeadamente por variações de preços relativos.

variáveis *per capita*, passando a incluir-se a população, com os desfazamentos convenientes, no conjunto dos regressores. Note-se que, devido à natureza log-linear do modelo em estudo, a utilização de variáveis *per capita* é equivalente ao processo agora adoptado, mas implicando determinadas restrições sobre o valor dos coeficientes dos novos regressores. Em segundo lugar, devido à consideração simultânea dos vários desenvolvimentos do modelo com MCE, e no sentido de facilitar a interpretação dos resultados obtidos, fizeram-se alterações de pormenor quanto à forma como algumas variáveis são tratadas. Por exemplo, em vez de se considerar como regressor a primeira diferença de uma dada variável, preferiu considerar-se como regressores a variável medida nos períodos t e $t - 1$.

Dando corpo à metodologia exposta, começou por considerar-se um modelo no qual as despesas de consumo são explicadas pelas seguintes variáveis: despesas de consumo em $t-1$, activos líquidos no início do período t , população no final dos períodos $t, t-1$ e $t-2$, bem ainda como inflação, rendimentos do trabalho líquidos de impostos, taxa de juro nominal, e o rendimento disponível, ajustado pela depreciação dos activos líquidos, em t e $t-1$.

Os resultados obtidos com a estimação deste modelo são, no entanto, de difícil interpretação, não só devido à evidente sobreparametrização do modelo, como devido a persistentes sinais de autocorrelação.

Em face das dificuldades encontradas, e sendo desejável uma base de trabalho mais segura, procuraram-se alternativas para alguns dos regressores utilizados.

Neste sentido, substituiu-se a variável rendimentos do trabalho pela variável rendimentos da empresa e da propriedade. Esta alteração em nada afecta a interpretação económica dos resultados, uma vez que as duas variáveis traduzem a influência da repartição funcional do rendimento na evolução do consumo.

Por outro lado, uma vez que a *proxy* da inflação esperada, que foi utilizada na construção do ajustamento do rendimento disponível, se obteve tendo por base um método relativamente pouco fundamentado, procuraram-se alternativas à forma de construir esta variável.

Existindo em Portugal pouca informação sobre as expectativas dos agentes económicos quanto à inflação, e estando claramente fora do âmbito deste trabalho um estudo detalhado sobre a formação deste tipo de expectativas, recorreu-se ao método frequentemente referido na literatura, e que consiste em supor que a inflação esperada é uma média ponderada da inflação no período corrente e no anterior.

Reestimando a equação de referência, mas considerando estas duas alterações, constatou-se que a autocorrelação era tanto menor quanto maior o peso atribuído à inflação corrente na construção da *proxy* da inflação esperada.

Dada esta situação, optou por supor-se que a inflação é antecipada correctamente pelos agentes económicos, passando a usar-se a inflação corrente como *proxy* da inflação esperada. Este método, ainda que, naturalmente, possa ser criticado, não parece apresentar maiores inconvenientes que as alternativas possíveis, um vez que todas elas se baseiam em hipóteses *ad hoc* quanto ao mecanismo de formação de expectativas.

Introduzida esta alteração, verificou-se que a autocorrelação era reduzida para níveis aceitáveis, tornando-se agora possível iniciar uma sequência de testes de restrições, no sentido de encontrar uma especificação satisfatória.

Após um moroso processo de selecção, concluiu-se que podiam ser excluídas do modelo as variáveis que traduzem os efeitos da inflação, da riqueza e da repartição funcional do rendimento. Desta forma, considerou-se que a especificação

$$\widehat{\Delta dc}_{pt} = -0.03 + 0.19 \Delta y d_{pt} + 0.51 (y d_{pt-1} - d c_{pt-1}) - 0.83 i_t - 0.82 \nu_t$$

[2.48]	[4.85]	[9.29]	[14.6]	[5.43]
(2.47)	(2.70)	(8.30)	(11.3)	(3.62)

$$N = 26 \quad S\% = 33.5 \quad \bar{R}^2 = 90.7 \quad LV = 84.0 \quad T2^{71} = 0.24 \quad F^{72} = 1.81,$$

em que i_t é o logaritmo de um mais a taxa de juro nominal, líquida de impostos e ν_t é a taxa de crescimento da população, é a que melhor satisfaz os três critérios de selecção adoptados, isto é, parcimónia, compatibilidade com a especificação de referência e com a teoria económica.

4.4.2 Análise Estatística da Especificação do Modelo

Desde que Hendry (1980) proclamou as três regras de ouro da econometria⁷³, tem-se tornado cada vez mais reconhecida a necessidade de complementar, com uma bateria de testes adequada, a especificação empírica de modelos econométricos.

⁷¹Instrumentos: termo independente, $\Delta y d_{pt-1}$, $(y d_{pt-2} - d c_{pt-2})$, i_{t-1} e ν_{t-1} , tendo $T2$ distribuição $F_{(4,17)}$.

⁷²Valor da estatística F comparando esta especificação com a de referência, tendo distribuição $F_{(10,10)}$.

⁷³"The three golden rules of econometrics are test, test and test..." Hendry (1980) pag. 403.

Ainda que se assista presentemente a um constante avolumar da literatura sobre este tema⁷⁴, os testes apresentados, quando são aplicáveis a modelos dinâmicos, só são assintoticamente válidos.

Como os excelentes trabalhos de simulação de Kiviet (1985) e (1986) mostram, é relativamente estreito o conjunto de testes que revelaram resultados satisfatórios no contexto da estimação de modelos dinâmicos com pequenas amostras.

Desta forma, a existência de estudos de simulação sobre o comportamento dos diversos testes em contextos semelhantes ao aqui estudado, foi o principal critério de selecção dos testes utilizados.

Assim, além dos testes já apresentados, foram ainda usados os seguintes:

HARVEY - Teste de autocorrelação de segunda ordem ($AR(2)$ ou $MA(2)$) apresentado em Harvey (1982) e que é, simplesmente, a generalização do teste $D70$, já anteriormente apresentado. A utilização, neste contexto, deste tipo de teste é recomendada por Kiviet (1986). No caso presente, esta estatística tem distribuição $F_{(2,19)}$.

WHITE - Teste de heteroscedasticidade sugerido por White (1980). Este teste compara o estimador dos mínimos quadrados da matriz de variâncias-covariâncias, com o estimador da mesma matriz proposto por White (1980), e que é robusto à heteroscedasticidade.

Este teste tem a vantagem de não exigir nenhum conhecimento quanto ao tipo de heteroscedasticidade potencialmente presente, além de poder ser visto como um teste geral de má especificação. Com efeito, uma das hipóteses subjacentes à construção do teste, é a ortogonalidade entre os regressores e a variável residual, pelo que o teste deverá também detectar o afastamento desta hipótese.

De acordo com o estudo de simulação apresentado por Hsieh (1983), este teste não parece ser muito potente. No entanto, esta fragilidade é atenuada pelo facto de serem sistematicamente calculadas as estatísticas t com base no método de White (1980), reduzindo-se, assim, o perigo de inferências incorrectas. No contexto deste modelo, esta estatística tem distribuição $\chi^2_{(15)}$.

CHOW - Habitualmente conhecido como teste de permanência de estrutura, esta estatística é sugerida por Chow (1960), para o caso em que o número de observações pós-amostrais é inferior ao número de parâmetros.

⁷⁴Veja-se Krämer e Sonnberger (1986).

Este teste, como salientam Pesaran, Smith e Yeo (1985), pode ser visto como um teste de nulidade da média de um conjunto de erros de previsão, pelo que deverá detectar, não só eventuais variações do valor dos parâmetros, como também outros erros de especificação que prejudiquem o poder preditivo do modelo. Também este teste é recomendado por Kiviet (1986), com base nos já referidos estudos de simulação.

Tendo em atenção a nossa História recente, será testada a possível alteração de estrutura no ano de 1974, sendo que neste caso, a estatística tem distribuição $F_{(12,9)}$. No entanto, atendendo ao chamado *ratio* de Quandt, à frente descrito, é igualmente analisada outra data de possível quebra estrutural. Neste segundo caso, a estatística terá distribuição $F_{(7,14)}$.

RBOW - Este teste, apresentado por Jessica Utts — que o designa por Rainbow — e referido por Krämer e Sonnberger (1986), não é mais que uma variante do teste CHOW, construída no sentido de detectar não linearidades e outros tipos de má especificação da forma funcional.

No teste CHOW, o procedimento corrente consiste em definir um ponto de possível quebra estrutural, comparando-se o ajustamento global com o que é obtido considerando apenas as observações até ao ponto definido. Utts, sugere que se use como subamostra o conjunto das observações mais próximas do “centro de gravidade” das variáveis explicativas, sendo esta distância medida pelos valores da diagonal principal da matriz $H = X(X'X)^{-1}X'$, em que X é a matriz das N observações dos K regressores⁷⁵.

A filosofia subjacente a este teste é a seguinte: mesmo que o modelo esteja mal especificado, é geralmente possível encontrar uma boa aproximação linear para uma parte da amostra, particularmente para as observações mais próximas do “centro de gravidade” da amostra. Assim, o teste consiste em averiguar se, tomando o subconjunto formado pelas observações correspondentes aos $N/2$ elementos da diagonal principal de H com valor mais baixo, se obtém um ajustamento substancialmente superior ao global.

Apesar de não serem conhecidos estudos de simulação sobre o comportamento deste teste no contexto em que aqui é usado, a sua relação com o teste CHOW permite esperar um comportamento aceitável. No caso em estudo, esta estatística tem distribuição $F_{(13,8)}$.

OUT - Teste de detecção de observações influentes proposto por Weisberg (1980). Este teste pode ser descrito pelo seguinte procedimento:

⁷⁵Veja-se Weisberg (1980) ou Belsley, Kuh e Welch (1980).

- 1) Acrescentar à matriz dos regressores do modelo uma coluna, cujos elementos assumem todos o valor zero, excepto o i -ésimo, que será igual a um.
- 2) Estimar o novo modelo, retendo o valor da estatística t da variável artificial. Esta estatística é vulgarmente designada por Resíduo Studentizado⁷⁶.
- 3) Repetir o procedimento para todos os valores de i entre 1 e o número de observações, N .
- 4) Seleccionar o máximo valor absoluto das N estatísticas t obtidas e compará-lo com as tabelas apresentadas por Weisberg (1980), considerando-se observações influentes aquelas cujo Resíduo Studentizado ultrapasse o valor tabelado.

Ainda que não se conheçam estudos de simulação acerca do comportamento deste teste em contextos semelhantes ao que aqui é estudado, é de esperar que o seu desempenho seja razoável, uma vez que se baseia simplesmente no cálculo de estatísticas t . De acordo com as referidas tabelas, os valores críticos deste teste são, no presente caso, 3.57 e 4.26, para 5 e 1%, respectivamente.

Além desta bateria de testes estatísticos usaram-se, ainda, alguns outros indicadores da qualidade da especificação estudada.

$K(X)$ - Condição numérica da matriz dos regressores, definida como a razão entre o maior e o menor dos valores singulares da matriz dos regressores, previamente normalizada, por forma a que cada coluna tenha comprimento unitário. Ainda que esta grandeza não tenha uma natureza estatística, e como tal não tenha nenhuma distribuição, Belsley, Kuh e Welch (1980) referem que valores entre 5 e 10 apontam para a colinearidade fraca, e valores superiores a 30 para forte colinearidade dos regressores.

Apesar de ser um método relativamente pouco frequente de avaliar a gravidade do problema da multicolinearidade, é, por exemplo, o método recomendado por Judge *et al.* (1985).

QUANDT - Quandt (1958) e (1960), apresenta uma estatística do tipo razão de verosimilhanças, visando a detecção de quebras de estrutura. No entanto, Quandt (1960) conclui que a distribuição da estatística sugerida é bastante diferente da teoricamente esperada, pelo que o teste perde a sua validade. Não obstante, a estatística sugerida permite determinar o ponto

⁷⁶Veja-se Belsley, Kuh e Welch (1980).

de máxima verosimilhança para a quebra de estrutura, embora não permita testar a sua significância.

Este indicador pode, no entanto, ser usado como complemento do teste CHOW, superando-se assim as dificuldades que surgem quando da escolha da data mais provável de quebra de estrutura. Escusado será notar que a conjugação destes procedimentos potencia substancialmente o usual teste de permanência de estrutura.

SARGAN - Critério sugerido por Sargan (1964), comparando as especificações linear e log-linear. Este indicador não é mais que o *ratio* dos desvios padrão dos dois tipos de regressão, ajustados pela diferença de escala das variáveis, preferindo-se aquela que conduz a um desvio padrão proporcionalmente menor. Assim, se o valor desta razão for superior à unidade, prefere-se a especificação log-linear.

Os resultados obtidos com este conjunto de procedimentos estão resumidos no quadro seguinte:

D70	HARVEY	WHITE	CHOW(1974)	CHOW(1979)	RBOW
-0.96	0.70	13.7	1.24	0.87	0.60
OUT	T2	K(X)	QUANDT	SARGAN	
3.06	0.24	3.89	-10.61 (1978)	4.43	

Da análise destes resultados, conclui-se que o modelo em estudo satisfaz as condições mínimas para que a sua especificação seja considerada aceitável.

Sinal do bom comportamento desta especificação, são também os resultados que se obtêm quando o modelo é estimado pelo método dos mínimos desvios absolutos, que são os seguintes:

$$\widehat{\Delta dc}_{pt} = -0.01 + 0.11 \Delta y d_{pt-1} + 0.46 (y d_{pt-1} - d c_{pt-1}) - 0.86 i_t - 0.82 v_t$$

$$(1.03) \quad (1.75) \quad (8.67) \quad (13.2) \quad (4.16)$$

$$N = 26 \quad S\% = 36.7 \quad R^2 = 90.7$$

Sendo este método de estimação robusto, por exemplo à não normalidade da variável residual e à presença de observações influentes, o facto dos valores dos parâmetros, agora obtidos, serem muito próximos dos que resultaram da aplicação do *MOMQ*, sugere que a especificação adoptada não sofre de nenhum destes problemas.

Outro critério por vezes utilizado na avaliação de modelos económicos e particularmente das suas capacidades preditivas, é a chamada regressão de Mincer-Zarnowitz⁷⁷.

Este método, consiste em efectuar a regressão da variável dependente do modelo em estudo, sobre os valores ajustados pelo modelo para essa mesma variável, testando-se se o termo independente e o parâmetro do regressor são significativamente diferentes de 0 e 1, respectivamente. Se não for possível aceitar estas hipóteses, as previsões efectuadas pelo modelo são consideradas centradas e eficientes, podendo a sua qualidade ser medida pelo coeficiente de correlação da regressão de Mincer-Zarnowitz.

Os resultados deste procedimento são, então, os seguintes:

$$\Delta dc_{pt} = 0.000 + 1.000 \widehat{\Delta dc}_{pt} + \hat{\epsilon}_t$$

$$(0.000) \quad (16.77)$$

$$N = 26 \quad R^2 = 92.2.$$

De acordo com este critério, pode aceitar-se que as previsões efectuadas pelo modelo seleccionado são eficientes pelo que, também deste ponto de vista, a especificação alcançada é satisfatória.

4.4.3 Conclusão

Depois das fases de selecção e verificação do modelo, concluiu-se que, para o conjunto de dados disponível, a melhor especificação para a função consumo é dada por

$$\widehat{\Delta dc}_{pt} = -0.03 + 0.19 \Delta y d_{pt} + 0.51 (y d_{pt-1} - dc_{pt-1}) - 0.83 i_t - 0.82 \nu_t.$$

A primeira constatação é que, também em Portugal, os modelos com MCE conduzem a bons resultados empíricos. Recorde-se que a ideia subjacente a estes modelos é a de que os agentes económicos decidem a evolução do seu consumo tendo em atenção não só o crescimento do rendimento, como também a razão que, no período anterior, se verificava entre consumo e rendimento.

Este efeito de *feed-back* assegura que, a longo prazo, o consumo seja proporcional ao rendimento, tal como é sugerido pelas hipóteses do rendimento permanente. Supondo então que o rendimento e o consumo *per*

⁷⁷Vejam-se Mincer e Zarnowitz (1969) e Bollerslev e Hylleberg (1985).

capita crescem sustentadamente à taxa g , tem-se a seguinte relação entre consumo e rendimento:

$$DC = \exp[0.05 - 1.59g - 1.64i - 1.61\nu]YD.$$

Nesta situação, a propensão média e marginal a consumir serão iguais, sendo ambas função das taxas de juro nominal, de crescimento do rendimento *per capita* e da população.

Note-se que, sendo g igual à diferença entre as taxas de crescimento do rendimento e da população, medida no início do período, se esta variável crescer sustentadamente a uma taxa constante (ν), o parâmetro de ν na relação de longo prazo assumirá o valor $(1.59 - 1.61) = -0.02$, deixando supor que, nestas condições, é pouco significativa a influência de ν na propensão a consumir. Obviamente, esta conclusão não diminui em nada a importância que a variável ν_t tem na modelização das despesas de consumo, uma vez que na equação de "curto prazo" a sua presença é inquestionável.

Se o papel das taxas de crescimento g e ν é perfeitamente explicado no contexto da hipótese do Ciclo de Vida — recorde-se Modigliani (1975) — não deixa de ser surpreendente a importância assumida pela taxa de juro nominal.

Sendo de esperar que a taxa de juro exercesse uma influência negativa no consumo, era suposto que o papel decisivo fosse desempenhado pela taxa de juro real e não pela nominal. A surpresa quanto a esta conclusão só é atenuada pelo facto de estudos recentes destacarem, igualmente, a influência desta variável⁷⁸.

O facto de ser a taxa de juro nominal que surge significativa, limita bastante o alcance da habitual explicação para inclusão da taxa de juro na função consumo. Com efeito, não parece muito aceitável admitir que os consumidores sofram de ilusão monetária a ponto de tomarem como custo de oportunidade do consumo uma taxa que, em épocas recentes, chegou a ultrapassar a taxa de juro real em mais de vinte pontos percentuais.

Uma alternativa a esta interpretação do papel da taxa de juro nominal na função consumo, é adiantada no Relatório do Banco de Portugal, Gerência de 1986, onde é sugerido que a taxa de juro nominal pode ser vista como um indicador das restrições de liquidez, na medida em que traduza as dificuldades de acesso ao crédito.

Outra forma possível de interpretar a influência desta variável, resulta da reformulação do tratamento que Ungern-Sternberg (1981) dá ao efeito

⁷⁸Veja-se Banco de Portugal (1987) e Blinder e Deaton (1985).

da inflação. Como é sabido, em épocas de inflação acentuada, a taxa de juro nominal tende a elevar-se de forma a compensar os agentes económicos da erosão do valor dos seus activos. Nestas circunstâncias, a parcela dos juros no rendimento disponível tende a aumentar, originando-se uma sobreavaliação das disponibilidades dos consumidores, uma vez que não é contabilizada a perda de valor dos activos.

Se a grande variabilidade da taxa de juro nominal significar mais a necessidade de acompanhar o ritmo da inflação, do que propriamente variações da taxa de juro real, aquela variável será um bom indicador do grau de sobreavaliação do rendimento disponível. Deste modo, é natural que tenha uma influência negativa no consumo.

Assim, a presença da taxa de juro nominal entre os regressores desta função pode ser interpretada como representando não só o efeito de substituição entre o consumo presente e futuro, como também um efeito de rendimento.

Naturalmente, as explicações apresentadas, mais do que alternativas são complementares, pelo que a presença da taxa de juro nominal entre os regressores da função consumo poderá ser justificada por um conjunto variado de razões, ainda que fosse interessante avaliar a importância dos vários factores.

Para concluir, refira-se o facto de terem sido excluídas deste modelo variáveis cuja importância é habitualmente referida na literatura, como seja o caso da inflação e da riqueza.

A exclusão da inflação é de certa forma explicável, se se admitir que a taxa de juro nominal capta alguns dos efeitos usualmente explicados pela inflação. Quanto à exclusão da *proxy* da riqueza, ela prender-se-á, seguramente, com a deficiente qualidade dos dados disponíveis.

5 Comentários Finais

Do estudo realizado, emergem algumas ideias que, pela sua importância, se julga ser proveitoso explicitar e reunir no último ponto deste trabalho.

Sem dúvida, o facto que mais realce merece é a importância que, ainda hoje, as hipóteses do rendimento permanente — Ciclo de Vida e Rendimento Permanente — têm na compreensão da evolução do consumo.

Não obstante ainda não ter sido conseguida uma operacionalização conveniente do conceito de rendimento permanente, e apesar de todas as críticas de que têm sido alvo, estas hipóteses continuam a ser o alicerce teórico em que se baseiam os principais estudos sobre a função consumo.

Ainda que estas hipóteses tenham mais de trinta anos, a conclusão de que elas constituem a visão dominante sobre o tema não significa que, durante os últimos anos, não tenha havido evolução neste campo. Pelo contrário, a evolução tem sido constante e em diversas direcções.

Um passo fundamental que foi dado, e para o qual muito contribuiu a “Revolução das Expectativas Racionais”, consistiu na distinção definitiva entre aquilo que é a essência destas hipóteses, e os procedimentos utilizados para operacionalizar o conceito de rendimento relevante para os consumidores.

A distinção entre as hipóteses do rendimento permanente e as especificações particulares que resultam dos vários métodos utilizados para modelizar as expectativas dos agentes económicos quanto aos seus rendimentos futuros representa, por seu lado, um importante contributo para a longevidade destas hipóteses. Isto porque, resultados empíricos menos favoráveis podem sempre ser atribuídos à modelização deficiente daquelas variáveis.

Por outro lado, o facto de se ter reconhecido que a forma como é modelizado o comportamento dinâmico do consumo é, em grande parte, determinada pelas hipóteses admitidas quanto à formação de expectativas, conduziu a uma alteração do modo como estas questões são encaradas.

A este respeito, deve notar-se que, apesar de ter sido um problema que durante longo tempo recebeu pouca atenção por parte da teoria económica, a modelização do comportamento dinâmico do consumo se encontra hoje no centro da maioria dos estudos sobre o consumo, como se constata pela análise da abundante literatura acerca da hipótese Expectativas Racionais-Rendimento Permanente e dos modelos com mecanismo de correcção de erros.

Por seu lado, o próprio desenvolvimento da econometria tornou cada vez mais importante a correcta modelização da dinâmica das diversas variáveis, não sendo de estranhar que a especificação dinâmica e a formação de expectativas sejam actualmente vistas como complementos essenciais de qualquer hipótese quanto ao comportamento do consumidor.

Estes factos, fazem destacar a importância e actualidade do estudo dos mecanismos de formação de expectativas, sendo esta uma via de onde poderão resultar importantes desenvolvimentos, tanto ao nível teórico como empírico.

Outra questão importante prende-se com a forma como são encarados os testes empíricos às diversas hipóteses. Com efeito, vai ganhando forma a ideia de que dados macroeconómicos não são adequados para se testarem hipóteses de cariz marcadamente microeconómico.

Como sobressai do estudo da hipótese ERRP, que foi atrás efectuado, dificilmente uma hipótese sobre o comportamento microeconómico dos consumidores poderá ser confirmada através de estudos baseados em dados macroeconómicos, devido aos problemas levantados pela agregação. Com efeito, basta que uma pequena parcela dos agentes económicos tenha um comportamento distinto do suposto pelas hipóteses em estudo, para que esta seja rejeitada a nível agregado.

Este facto implica que a avaliação empírica da importância das diversas hipóteses deve fazer-se usando preferencialmente dados que permitam ter em conta a heterogeneidade dos consumidores.

Por outro lado, a questão da agregação torna indispensável, quando procura modelizar-se o comportamento do consumo de uma economia, a adopção de uma posição tão eclética quanto possível, a respeito das possíveis determinantes da variável em estudo.

Com efeito, a heterogeneidade dos agentes económicos torna praticamente impossível a obtenção de uma função consumo razoavelmente especificada, se se procurar que a evolução do consumo seja cabalmente explicada apenas por uma das hipóteses quanto ao comportamento do consumidor.

Exemplo deste facto é a função considerada como a que melhor descreve a evolução do consumo, no caso da economia portuguesa. A especificação alcançada tem algumas características que tornam inevitável a sua relação com as hipóteses do rendimento permanente e, em particular, com a hipótese do Ciclo de Vida. Neste sentido aponta a relação que, em crescimento sustentado, se verifica entre consumo e rendimento, bem como o papel desempenhado pelas taxas de crescimento do rendimento *per capita*

e da população. No entanto, as múltiplas interpretações possíveis para o papel da taxa de juro, bem como a particular especificação dinâmica adoptada, não podem encontrar os seus fundamentos naquela hipótese.

Ainda no que respeita a esta função, é de salientar que, também no caso português, a especificação com Mecanismo de Correção de Erros conduz a excelentes resultados empíricos. Esta conclusão é tanto mais notória, quanto é facto que, durante o período em análise, a economia portuguesa sofreu profundas transformações, aliás bem traduzidas pelas significativas modificações do comportamento das variáveis modelizadas. Mais uma vez se confirma a robustez deste tipo de modelos, mostrando-se que é plenamente justificado o lugar de destaque que ocupam no conjunto da mais recente literatura sobre o consumo.

Embora não tenha sido feita uma análise exaustiva da literatura mais recente sobre o consumo, os problemas tratados dão bem a ideia da actualidade e polémica que caracterizam este tema. Dado o constante interesse de que tem sido alvo na última década, são de esperar, num futuro próximo, desenvolvimentos importantes que permitam sistematizar e esclarecer algumas das questões hoje em aberto.

Em particular no que diz respeito à economia portuguesa, espera-se que, com a melhoria qualitativa e quantitativa dos dados disponíveis, se torne possível analisar com mais rigor, não só as questões aqui abordadas, como muitas outras.

6 Anexo

6.1 A Repartição Funcional do Rendimento à Luz da Hipótese do Ciclo de Vida

Ando e Modigliani (1963), definem um conjunto de condições, no quadro do qual é possível entender o tipo de relação que se estabelece entre os *ratios* C/YD e YD/YL , à luz da hipótese do Ciclo de Vida.

Estes autores consideram, então, o seguinte:

H_0 Tal como é definida em (1), a função consumo é da forma $C_t = \alpha YL_t + \beta A_t$.

H_1 A economia cresce à taxa constante n , verificando-se $A_{t+1} = (1+n)A_t$.

H_2 A taxa de rendibilidade dos capitais, suposta constante, é definida por $r = (YD_t - YL_t)/A_t$

H_3 Verifica-se a restrição orçamental definida por $A_{t+1} = A_t + YD_t - C_t$

É, então, possível fazer:

$$S_t = nA_t = YD_t - C_t,$$

$$nA_t = YD_t - \alpha YL_t - \beta A_t,$$

$$YD_t = \alpha YL_t + (\beta + n)A_t,$$

$$YD_t = \alpha(YD_t - rA_t) + (\beta + n)A_t,$$

$$(1 - \alpha)YD_t + (\beta + n - \alpha r)A_t,$$

de onde se obtém,

$$\frac{YD_t}{A_t} = \frac{\beta + n - \alpha r}{1 - \alpha} = h.$$

Daqui tira-se que

$$\frac{C_t}{YD_t} = \frac{YD_t - S_t}{A_t} \frac{A_t}{YD_t} = (1 - n/h),$$

e que

$$\frac{YL_t}{YD_t} = \frac{YD_t - rA_t}{YD_t} = (1 - r/h).$$

Conclui-se, pois, que existe relação entre os *ratios* C/YD e YL/YD , não porque um dependa do outro, mas porque ambos dependem do mesmo conjunto de parâmetros e variáveis.

6.2 Obtenção da Aproximação Logarítmica da Restrição Orçamental

Tendo em atenção que em crescimento sustentado à taxa g a restrição orçamental pode ser escrita na forma:

$$(1 + g)A_{t-1} = A_{t-1} + (Y_t - C_t),$$

e designando por S_t a diferença $(Y_t - C_t)$, pode fazer-se:

$$gA_{t-1} = S_t,$$

$$g = S_t/A_{t-1},$$

$$g = (1 + g)S_t/A_t,$$

$$g = \frac{(1 + g)S_t}{B Y_t}.$$

Notando que se verifica aproximadamente a igualdade

$$(S_t/Y_t) = (1 - C_t/Y_t) = \log(Y_t/C_t),$$

pode fazer-se:

$$g = [(1 + g)/B] \log(Y_t/C_t).$$

Como $g = \log(A_t/A_{t-1})$, tem-se finalmente:

$$\Delta a_t = H(y_t - c_t),$$

com

$$H = (1 + g)/B.$$

6.3 Dados Utilizados

Ano	Despesas de Consumo (DC_t)	Deflator de DC (DEF_t)	Rendimento Disponível ($Y D_t$)
1958	167931	0.27249	0052934
1959	173977	0.27670	0056522
1960	182154	0.28304	0060586
1961	196726	0.28461	0063754
1962	196529	0.29031	0067779
1963	211269	0.29355	0073989
1964	224579	0.29576	0080062
1965	242321	0.31001	0088010
1966	253225	0.32692	0096145
1967	265127	0.33192	0109421
1968	282625	0.34624	0117302
1969	298735	0.36327	0129770
1970	317854	0.37488	0143697
1971	328343	0.40101	0163860
1972	348044	0.42635	0195619
1973	384589	0.46417	0237183
1974	408434	0.57343	0296839
1975	423546	0.66522	0349109
1976	441758	0.78577	0427418
1977	448826	1.00000	0562975
1978	439756	1.21200	0718185
1979	441178	1.50400	0941637
1980	455460	1.79400	1184156
1981	464281	2.18700	1435729
1982	474100	2.67876	1805400
1983	469400	3.36153	2206700
1984	455318	4.34641	2749300
1985	459871	5.17232	3343500
<hr/>			
Média	337712.71	1.09363	634199.32
Desvio Padrão	110305.41	1.31354	890530.76

Preços, Unidades e Fontes:

DC_t : Preços constantes de 1977, 10^3 Contos, Cartaxo e Rosa (1986).

DEF_t : Índices, Cartaxo e Rosa (1986).

$Y D_t$: Preços correntes, 10^3 Contos, Cartaxo e Rosa (1986).

Ano	Salários (SAL_t)
1958	0026567
1959	0028666
1960	0029816
1961	0032195
1962	0035374
1963	0037523
1964	0040446
1965	0043352
1966	0047566
1967	0053890
1968	0058421
1969	0063648
1970	0073467
1971	0084614
1972	0097147
1973	0113788
1974	0155086
1975	0205868
1976	0247872
1977	0295199
1978	0352125
1979	0431278
1980	0553611
1981	0673608
1982	0815700
1983	0962500
1984	1097300
1985	1310200

Média	284529.53
Desvio Padrão	364544.81

Preços, Unidades e Fontes:

SAL_t : Preços correntes, 10^3 Contos, Cartaxo e Rosa (1986).

Ano	Taxa de Desconto do Banco de Portugal ($DESC_t$)	Taxa de Juro dos Depósitos a Prazo 6 Meses / 1 Ano (JDP_t)	Imposto de Capital sobre JDP (IC_t)
1960	02.000	01.250	16.800
1961	02.000	01.250	16.800
1962	02.000	01.250	16.800
1963	02.000	01.250	16.800
1964	02.000	01.250	16.800
1965	02.250	02.375	16.800
1966	03.000	03.500	16.800
1967	03.000	03.625	16.800
1968	03.000	04.000	16.800
1969	03.000	04.000	16.800
1970	03.340	05.125	16.800
1971	03.730	05.750	16.800
1972	03.760	05.750	16.800
1973	04.030	05.750	16.800
1974	05.740	06.250	16.800
1975	07.470	08.000	16.800
1976	06.500	09.500	11.200
1977	09.500	11.625	11.200
1978	16.270	17.000	12.320
1979	18.000	19.000	12.880
1980	18.000	19.000	13.825
1981	18.000	19.250	16.500
1982	18.699	20.825	19.800
1983	22.900	25.700	19.800
1984	25.000	28.000	19.800
1985	23.800	25.500	20.400
Média	8.807	9.838	16.405
Desvio Padrão	8.058	8.760	2.392

Unidades e Fontes:

$DESC_t$: Percentagens, Banco de Portugal (Dados não Publicados).

JDP_t : Percentagens, Banco de Portugal (Dados não Publicados).

IC_t : Percentagens, Banco de Portugal (Dados não Publicados).

População Residente
no Início do
Período (POP_t)

Ano	
1958	82457
1959	83178
1960	83874
1961	84667
1962	83878
1963	84544
1964	85070
1965	85317
1966	85166
1967	84980
1968	85221
1969	85394
1970	85050
1971	84523
1972	84104
1973	84207
1974	84305
1975	86976
1976	91066
1977	91735
1978	92458
1979	92938
1980	93378
1981	93240
1982	93926
1983	94638
1984	95397
1985	96134
1986	96655

Média	88085.37
Desvio Padrão	4714.33

Unidades e Fontes:

POP_t : 10^2 Habitantes.

Cónin, C.N.P.S. (1979). Crescimento Regional da População Portuguesa. Estimativas Inter-Censitárias. *Estudos* 54, INE.

Carrilho, M.J. (1985). Estimativas Provisórias de População Residente em Portugal - 1985. *Folhas de Divulgação*, INE.

Anuários Estatísticos, INE.

Ano	Circulação Monetária no Fim do Período ($CIRC_t$)	Depósitos à Ordem no Fim do Período (DO_t)	Depósitos a Prazo no Fim do Período (DP_t)
1958	0121	0122	00026
1959	0128	0131	00031
1960	0134	0143	00042
1961	0157	0133	00048
1962	0166	0146	00064
1963	0174	0171	00077
1964	0183	0201	00098
1965	0207	0217	00137
1966	0219	0252	00163
1967	0225	0275	00209
1968	0234	0299	00284
1969	0244	0349	00368
1970	0275	0339	00502
1971	0294	0394	00672
1972	0332	0458	00903
1973	0338	0688	01079
1974	0658	0608	01244
1975	1056	0634	01224
1976	1041	0742	01576
1977	1074	0919	02305
1978	1143	1086	02975
1979	1328	1318	04015
1980	1535	1704	05426
1981	1761	1821	07473
1982	1973	2054	09563
1983	2257	2200	11634
1984	2504	2529	15024
<hr/>			
Média	731.88	738.26	2487.48
Desvio Padrão	731.53	722.01	3968.97

Preços, Unidades e Fontes:

$CIRC_t$: Preços correntes, 10^5 Contos, Cartaxo e Santos (1984) e Relatórios do Banco de Portugal.

DO_t : Preços correntes, 10^5 Contos, Cartaxo e Santos (1984) e Relatórios do Banco de Portugal.

DP_t : Preços correntes, 10^5 Contos, Cartaxo e Santos (1984) e Relatórios do Banco de Portugal.

Riqueza Financeira
das Famílias no Fim
do Período (W_t)

1958	00451
1959	00491
1960	00544
1961	00536
1962	00565
1963	00643
1964	00766
1965	00921
1966	01077
1967	01175
1968	01330
1969	01627
1970	01935
1971	02309
1972	03014
1973	04588
1974	03626
1975	03581
1976	04261
1977	05611
1978	06950
1979	09162
1980	12515
1981	16253

Média	3497.13
Desvio Padrão	4088.61

Preços, Unidades e Fontes:

W_t : Preços correntes, 10^5 Contos, Cartaxo e Santos (1984).



Ano	Despesas em Bens Duradouros (DCD_t)	Serviços do Stock de Bens Duradouros (CD_t)
1958	09141	06426
1959	09891	06702
1960	09963	07032
1961	11303	07333
1962	10517	07732
1963	11090	08038
1964	12638	08357
1965	16227	08768
1966	16984	09462
1967	16843	10193
1968	18385	10886
1969	20066	11659
1970	21499	12543
1971	23809	13493
1972	25525	14593
1973	29568	15784
1974	32819	17223
1975	34721	18840
1976	35554	20525
1977	34772	22190
1978	32542	23694
1979	35109	24876
1980	40477	26132
1981	48855	27718
Média	23262.42	14174.96
Desvio Padrão	11454.97	6865.85

Preços, Unidades e Fontes:

DCD_t : Preços constantes de 1977, 10^3 Contos, Santos (1984).

CD_t : Preços constantes de 1977, 10^3 Contos, Santos (1984).

Ano	Transferências Internas para os Particulares (TIP_t)	Imposto Complementar (Secção A) (ICO_t)	Imposto Profissional (IPR_t)
1960	003041	00361	00134
1961	003292	00427	00146
1962	003585	00429	00164
1963	003911	00461	00174
1964	004344	00517	00280
1965	004612	00501	00376
1966	005047	00392	00471
1967	005598	00483	00571
1968	005970	00529	00706
1969	006469	00697	00837
1970	007232	00792	01302
1971	008302	00875	01350
1972	012069	00984	01666
1973	015662	01140	02049
1974	021488	01582	02968
1975	037627	01106	04045
1976	059173	03816	05380
1977	070026	03592	08859
1978	081582	04758	12510
1979	097113	06376	16024
1980	136830	07578	18119
1981	176277	08906	27822
1982	250000	09452	36172
1983	314200	10582	47772
1984	386500	12000	61097
1985	469400	15300	71200
<hr/>			
Média	84205.77	3601.38	12392.08
Desvio Padrão	130151.36	4379.30	20060.90

Preços, Unidades e Fontes:

TIP_t : Preços correntes, 10^3 Contos, Cartaxo e Rosa (1986).

ICO_t : Preços correntes, 10^3 Contos, Banco de Portugal (Dados não Publicados).

IPR_t : Preços correntes, 10^3 Contos, Banco de Portugal (Dados não Publicados).

Ano	Impostos Directos Pagos aos Fundos Autónomos ($IDFA_t$)	Contribuições Sociais Sobre os Particulares (CSP_t)	Transferências Privadas Internacionais (TPI_t)
1960	00424	00624	002754
1961	00465	00707	002079
1962	00503	00796	002543
1963	00621	00894	003458
1964	00543	00993	003980
1965	00574	01077	004346
1966	00653	01312	005722
1967	00504	01364	007753
1968	00568	01488	009036
1969	00652	02032	011977
1970	00815	02551	014567
1971	01037	03157	019103
1972	01023	03909	023778
1973	01237	04835	027056
1974	01636	06087	028216
1975	02886	09038	026486
1976	04050	11277	029401
1977	04357	16674	043470
1978	05855	20818	072602
1979	07108	23838	121309
1980	10653	33210	150113
1981	11824	40807	178600
1982	15464	53900	215000
1983	21254	69400	242000
1984	27391	80400	320300
1985	28000	98300	376500
Média	5772.96	18826.46	74698.04
Desvio Padrão	8367.85	27565.56	106768.29

Preços, Unidades e Fontes:

$IDFA_t$: Preços correntes, 10^3 Contos, INE (Estatísticas das Finanças Públicas).

CSP_t : Preços correntes, 10^3 Contos, Cartaxo e Rosa (1986).

TPI_t : Preços correntes, 10^3 Contos, Cartaxo e Rosa (1986).

Regras Usadas na Construção de Outras Séries

- As séries a preços constantes (1977) foram obtidas a partir dos dados a preços correntes, dividindo-os por DEF_t . Todas as estimações foram efectuadas usando séries a preços constantes.
- As séries de variáveis *per capita* obtiveram-se dividindo os dados originais por POP_t .

$$YL_t = (SAL_t - IPR_t - ICO_t - CSP_t - IDFA_t/2 + TPI_t).$$

$$YP_t = YD_t - YL_t.$$

$$L_t = CIRC_t + DO_t + DP_t.$$

$$C_i = DC_i - DCD_i + CD_i.$$

$$C_t^* = DC_t - DCD_t.$$

$$A_t^* = A_{t-1}^* + YD_t - C_t^*.$$

$$r_t = \frac{1 + JDP_t(100 - IC_t)/10000}{DEF_t/DEF_{t-1}}.$$

$$\Pi_t = DEF_t/DEF_{t-1}.$$

$$\Gamma_t = \log(YL_t/YD_t).$$

$$i_t = \log[1 + JDP_t(100 - IC_t)/10000].$$

$$\nu_t = \log(POP_{t+1}/POP_t).$$

6.4 Modelização de C_t

Tal como foi referido no decorrer do trabalho, apresentam-se, neste anexo, os resultados obtidos com a modelização da variável C_t , isto é: despesas de consumo em bens não duradouros e serviços, mais o valor estimado dos serviços dos bens duradouros.

Seguindo o processo descrito para o caso das despesas de consumo, verifica-se que a especificação da equação que melhor descreve o comportamento do consumo é a seguinte:

$$\widehat{\Delta c_{pt}} = -0.02 + 0.23 \Delta y d_{pt} + 0.41 (y d_{pt-1} - c_{pt-1}) - 0.80 i_t - 0.67 \nu_t$$

[2.05]	[5.17]	[7.70]	[15.5]	[4.76]
(1.97)	(3.16)	(6.86)	(9.99)	(2.99)

$$N = 22 \quad S\% = 26.8 \quad \bar{R}^2 = 87.9 \quad LV = 72.5 \quad T2^{79} = 0.20$$

São evidentes as semelhanças entre os resultados agora apresentados e os que foram obtidos com a modelização das despesas de consumo. Com efeito, não só as formas funcionais das duas equações são iguais, como os valores dos parâmetros estimados são muito semelhantes.

Por outro lado, sujeitando a nova equação à bateria de testes anteriormente apresentada, pode concluir-se que, também neste caso, a especificação obtida pode ser considerada satisfatória⁸⁰.

D70	HARVEY	WHITE	CHOW(1974)	CHOW(1976)	RBOW
-1.64	1.14	14.8	1.14	1.36	0.60
{2.13}	{3.68}	{25.0}	{3.23}	{3.09}	{4.03}
OUT	T2	K(X)	QUANDT	SARGAN	
2.83	0.20	4.35	-8.99 (1975)	3.38	
{3.63}	{3.18}	—	—	—	

Obtém-se a mesma conclusão estimando o modelo pelo método dos mínimos desvios absolutos, procedimento que conduz aos seguintes resultados:

$$\widehat{\Delta c_{pt}} = -0.01 + 0.17 \Delta y d_{pt-1} + 0.36 (y d_{pt-1} - c_{pt-1}) - 0.79 i_t - 0.72 \nu_t$$

(0.49)	(1.76)	(4.50)	(7.24)	(2.37)
--------	--------	--------	--------	--------

⁷⁹Instrumentos: termo independente, $\Delta y d_{pt-1}$, $(y d_{pt-2} - c_{pt-2})$, ν_{t-1} e ν_{t-2} , tendo $T2$ distribuição $F_{(4,13)}$.

⁸⁰Entre chavetas são indicados os valores críticos dos vários testes, para o nível de significância de 5%.

7 Bibliografia

$$N = 22 \quad S\% = 28.7 \quad R^2 = 89.3$$

Quanto aos resultados de regressão de Mincer-Zarnowitz, eles são os seguintes:

$$\Delta c_{pt} = \begin{matrix} 0.000 \\ (0.000) \end{matrix} + \begin{matrix} 1.000 \\ (13.58) \end{matrix} \widehat{\Delta c}_{pt} + \hat{\epsilon}_t$$

$$N = 22 \quad R^2 = 94.7.$$

Em face dos resultados obtidos, conclui-se que as duas formas de medir o consumo que foram modelizadas, são adequadamente descritas por equações com a mesma forma funcional e parâmetros semelhantes. Assim, a forma usada para tratar os bens duradouros não parece ter, no caso português, grande influência nos resultados empíricos obtidos.

7 Bibliografia

- Adelman, I.; Adelman, F.L. (1959). The Dynamic Properties of The Klein-Goldberger Model. in Hooper, J.W.; Nerlove, M. (1970), *Selected Readings in Econometrics from Econometrica*. Cambridge (Mass), M.I.T. Press.
- Ando, A.; Modigliani, F. (1963). The 'Life-Cycle' Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests. *Amer. Econ. Rev.*, 53(1), 55-84.
- Attfield, C.L.F.; Demery, D.; Duck, N.W. (1985). *Rational Expectations in Macroeconomics. An Introduction to Theory and Evidence*. Oxford, Basil Blackwell.
- Banco de Portugal (1987). *Relatório do Conselho de Administração, Gerência de 1986*. Lisboa, Banco de Portugal.
- Bean, C. (1986). The Estimation of 'Surprise' Models and the 'Surprise' Consumption Function. *Rev. Econ. Stud.*, 53(4), 497-516.
- Begg, D.K.H. (1982). *The Rational Expectations Revolution in Macroeconomics*. Deddington, Philip Allan.
- Belsley, D.A.; Kuh, E.; Welsch, R.E. (1980). *Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity*. New York, Wiley.
- Bernanke, B.S. (1985). Adjustment Costs, Durables, and Aggregate Consumption. *J. Monet. Econ.*, 15(1), 41-68.
- Bilson, J.F.O. (1980a). The Rational Expectations Approach to the Consumption function: A Multi-Country Study. *Eurp. Econ. Rev.*, 13(3), 273-299.
- Bilson, J.F.O. (1980b). The Permanent Income Hypothesis Under Rational Expectations. *Amer. J. Agr. Econ.*, 62(2), 319-24.
- Blinder, A.S.; Deaton, A. (1985). The Time Series Consumption Function Revisited. *Brooking Papers on Economic Activity*, 2, 465-511.

- Blundell, R. (1988). *Consumer Behaviour: Theory and Empirical Evidence — A Survey*. London, Policopiado. Posteriormente Publicado em *Econ. J.*, 98(389), 16-65.
- Bollerslev, T.; Hylleberg, S. (1985). A Note on the Relation Between Consumer's Expenditure and Income in the United Kingdom. *Oxford Bull. Econ. Stat.*, 47(2), 153-170.
- Borooah, V.K.; Sharpe, D.R. (1985). Household Income, Consumption and Savings in The United Kingdom, 1966-82. *Scot. J. Polit. Econ.*, 32(3), 234-256.
- Borooah, V.K.; Sharpe, D.R. (1986). Aggregate Consumption and the Distribution of Income in the United Kingdom: An Econometric Analysis. *Econ. J.*, 96(328), 449-466.
- Branson, W.H. (1979). *Macroeconomic Theory and Policy*. 2nd ed., New York, Harper & Row.
- Brown, T.M. (1952). Habit Persistence and Lags in Consumer Behavior. *Econometrica*, 20(3), 355-371.
- Campbell, J.Y.; Deaton, A. (1987). Is Consumption Too Smooth? *National Bureau of Economic Research, Working Paper* No. 2134.
- Carlino, G.A. (1982). Interest Rate Effects and Intemporal Consumption Function. *J. Monet. Econ.*, 9(2), 223-234.
- Cartaxo, R.J.; Rosa, N.E.S. (1986). Séries Longas para as Contas Nacionais Portuguesas 1958-1985. *Banco de Portugal, Gabinete de Estudos, Documento de Trabalho* No 15.
- Cartaxo, R.J.; Santos, E.A. (1984). Estimativas Anuais da Riqueza Financeira das Famílias para o Período 1958-1981. *Banco de Portugal, Gabinete de Estudos, Documento de Trabalho* No 8.
- Chattergi, M. (1983). On Forecasting U.K. Consumption. *Appl. Econ.*, 15(3), 417-423.
- Chester, A.; Jewitt, I. (1987). The Bias of a Heteroskedasticity Consistent Covariance Matrix Estimator. *Econometrica*. 55(5), 1217-1222.

- Chow, G.C. (1960). Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. *Econometrica*, 28(3), 591-605.
- Clower, R.W. (1965). The Keynesian Counter-Revolution: A Theoretical Appraisal, in Hahn, F.H.; Brechling, F.P.R. (eds) *The Theory of Interest Rates*. London, Macmillan.
- Cuddington, J.T. (1982). Canadian Evidence on the Permanent Income - Rational Expectations Hypothesis. *Can. J. Econ.*, 15(2), 331-335.
- Daly, V.; Hadjimatheou, G. (1981). Stochastic Implications of the Life Cycle Permanent Income Hypothesis: Evidence for the U.K. Economy: Comment. *J. Polit. Econ.*, 89(3), 596-599.
- Davidson, J.E.H.; Hendry, D.F. (1981). Interpreting Econometric Evidence, The Consumers' Expenditure in the U.K.. *Eurp. Econ. Rev.*, 16(1), 177-192.
- Davidson, J.E.H.; Hendry, D.F.; Srba, F.; Yeo, S. (1978). Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship Between Consumers Expenditure and Income in the United Kingdom *Econ. J.* 88(352), 661-692.
- Davidson, R.; MacKinnon, J.G. (1983). Inflation and the Savings Rate. *Appl. Econ.*, 15(6), 731-743.
- Davis, E.P. (1984). The Consumption Function in Macro Economic Models: A Comparative Study. *Appl. Econ.*, 16(6), 799-838.
- Deaton, A.S. (1977). Involuntary Saving Through Unanticipated Inflation. *Amer. Econ. Rev.*, 67(5), 899-910.
- Dornbusch, R.; Fischer, S. (1987). *Macroeconomics*, 4th ed., New York, McGraw-Hill.
- Duesenberry, J.S. (1949). *Income Saving, and the Theory of Consumer Behavior*. Cambridge (Mass.), Harvard University Press.
- Durbin, J. (1970). Testing for Serial Correlation in Least-Squares Regression When Some of the Regressors are Lagged Dependent Variables. *Econometrica*, 38(3), 410-421.
- Evans, M.K. (1969). *Macroeconomic Activity, Theory, Forecasting and Control*. New York, Harper & Row.

- Ferber, R. (1973). Consumer Economics, A Survey. *J. Econ. Lit.*, 11(4) 1303-1342.
- Fisher, D. (1983). *Macroeconomic Theory. A Survey*. London, Macmillan.
- Flavin, M.A. (1981). The Adjustment of Consumption to Changing Expectations About Future Income. *J. Polit. Econ.*, 89(5), 1020-1037.
- Flavin, M. (1985). Excess Sensivity of Consumption to Current Income: Liquidity Constraints or Myopia? *Can. J. Econ.*, 18(1), 117-136.
- Friedman, M. (1957). *A Theory of the Consumption Funtion*. Princeton, Princeton University Press.
- Friedman, B.M. (1979). Optimal Expectations and the Extreme Information Assumptions of 'Rational Expectations' Macromodels. *J. Monet. Econ.*, 5(1), 23-41.
- Granger, C.W.J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Granger, C.W.J.; Newbold, P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics. *J. Econometrics*, 2(2), 111-120.
- Gylfason, T. (1981). Interest Rates, Inflation and Aggregate Consumption. *Rev. Econ. Stat.*, 53(2) 233-245.
- Haavelmo, T. (1943). The Statistical Implications of a System of Simultaneous Equations, in Hooper, J.W.; Nerlove, M. (1970) *Selected Readings in Econometrics from Econometrica*. Cambridge (Mass), M.I.T. Press.
- Hall, R.E. (1978). Stochastic Implications of the Life Cycle Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. *J. Polit. Econ.*, 86(6), 971-987.
- Hall, R.E. (1980). 'The Rational Expectations Approach to the Consumption Function: A Multi-Country Study' by Bilson: Comment. *Eurp. Econ. Rev.*, 13(3), 301-303.

- Hall, R.E. (1981). Interpreting Econometric Evidence by Davidson and Hendry: Comment. *Eurp. Econ. Rev.*, 16(1), 193-194.
- Hall, R.E.(1985). The Time Series Consumption Function Revisited: Comment. *Brooking Papers on Economic Activity*, 2, 512-513.
- Hall, R.E. (1987). Consumption. *National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 2265*.
- Hall, R.E.; Mishkin F.S. (1982). The Sensivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households. *Econometrica*, 50(2), 461-481.
- Harvey, A.C. (1981). *Time Series Models*. Deddington, Philip Allan.
- Harvey, A.C. (1982). *The Econometric Analysis of Time Series*. Deddington, Philip Allan.
- Hausman, J.A. (1978). Specifications Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.
- Hayashi, F. (1979). A New Estimation Procedure Under Rational Expectations. *Econ. Lett.*, 4(1) 41-43.
- Hayashi, F. (1982). The Permanent Income Hypothesis: Estimation and Testing by Instrumental Variables. *J. Polit. Econ.*, 90(5), 895-918.
- Hayashi, F. (1985a). The Effect of Liquidity Constraints on Consumption. A Cross-Sectional Analysis. *Quart. J. Econ.*, 100(1), 183-206.
- Hayashi, F. (1985b). The Permanent Income Hypothesis and Consumption Durability: Analysis Based on Japanese Panel Data. *Quart. J. Econ.*, 100(4), 1083-1113.
- Hendry, D.F. (1980). Econometrics — Alchemy or Science? *Economica*, 47(188), 387-406.
- Hendry, D.F. (1983). Econometric Modelling: The 'Consumption Function' in Retrospect. *Scot. J. Polit. Econ.*, 30(3), 193-220.

- Hendry, D.F.; von Ungern-Sternberg, T. (1981). Liquidity and Inflation Effects on Consumer Expenditure, in Deaton, A. (ed) *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behaviour*. Cambridge, Cambridge University Press.
- Hicks, J.R. (1946). *Value and Capital*, 2nd ed., London, Oxford University Press.
- Holden, K.; Peel, D.A. (1985). Surprises in the Consumption Function, Incomplete Current Information, and Moving Average Errors: A Note [Stochastic Implications of the Life Cycle Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence]. *Econ. J.*, 95(377), 183-188.
- Hsieh, D.A. (1983). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator for Time Series Regressions. *J. Econometrics*, 22(3), 281-290.
- Hubbard, R.G. (1985). The Time Series Consumption Function Revisited: Comment. *Brooking Papers on Economic Activity*, 2, 514-519.
- Johnson, P. (1983). Life Cycle Consumption Under Rational Expectations: Some Australian Evidence. *Economic Record*, 59(167), 345-350.
- Johnston, J. (1984). *Econometric Methods*, 3rd ed., Singapore, McGraw-Hill.
- Judge, G.G.; Griffiths, W.E.; Hill, R.C.; Lütkepohl, H.; Lee, T. (1985). *The Theory and Practice of Econometrics*, 2nd ed., New York, Wiley.
- Jump, G.V. (1980). Interest Rates, Inflation Expectations, and Spurious Elements in Measured Real Income and Saving. *Amer. Econ. Rev.*, 70(5), 990-1004.
- Kaldor, N. (1960a). *Essays on Value and Distribution*. London, Gerald Duckworth & Co. LTD.
- Kaldor, N. (1960b). *Essays on Economic Stability and Growth*. London, Gerald Duckworth & Co. LTD.

- Keynes, J.M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*, in Keynes, J.M. (1973). *The Collected Writings of John Maynard Keynes*. vol. VII. London, Macmillan.
- King, M. (1985). The Economics of Saving: A Survey of Recent Contributions. in Arrow, K.; Honkapohja, S. (eds) *Frontiers of Economics*. Oxford, Basil Blackwell.
- Kiviet, J.F. (1980). Effect of ARMA Errors on Tests for Regression Coefficients: Comments on Vinod's Article; Improved and Additional Results. *J. Amer. Stat. Assoc.*, 75(370), 353-358.
- Kiviet, J.F. (1985). Model Selection Test Procedures in a Single Linear Equation of a Dynamic Simultaneous Equation System and Their Defects in Small Samples. *J. Econometrics*, 28(3), 327-362.
- Kiviet, J.F. (1986). On the Rigour of Some Misspecifications Tests for Modelling Dynamic Relationships. *Rev. Econ. Stud.*, 53(2), 241-261.
- König, H. (1980). 'The Rational Expectations Approach to the Consumption Function: A Multi-Country Study' by Bilson: Comment. *Eurp. Econ. Rev.*, 13(3), 305-308.
- Krämer, W.; Sonnberger, H. (1986). *The Linear Regression Model Under Test*. Wien, Physica-Verlag Heidelberg.
- Kugler, P.; Bossard, A. (1987). Consumption of Non-Durables and Durables. An empirical Note. *Econ. Lett.*, 24(3) 219-222.
- Kuznets, S. (1946). *National Product Since 1869*. New York, National Bureau of Economic Research, INC..
- Levačić, R.; Rebmann, A. (1982). *Macroeconomics. An Introduction to Keynesian-Neoclassical Controversies*. 2nd ed., London, Macmillan.
- Lewbel, A. (1987). Bliss Levels that Aren't. *J. Polit. Econ.*, 95(1), 211-215.
- Lucas, R.E. (1976). Econometric Policy Evaluation: A Critique, in Bruner, K.; Meltzer, A.H. (eds) *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. vol. I. Amsterdam, North-Holland Publishing Co.

- Luger, M.I.; Stahl II, D.O. (1986). Specification Error in Models of Aggregate Labour Supply. *Rev. Econ. Stat.*, 68(2) 274-283.
- Maddala, G.S. (1977). *Econometrics*. Tokyo, McGraw-Hill.
- Mankiw, G.N. (1981). The Permanent Income Hypothesis and the Real Interest Rate. *Econ. Lett.*, 7(4), 307-311.
- Mankiw, G.N. (1982). Hall's Consumption Hypothesis and Durable Goods. *J. Monet. Econ.*, 10(3), 417-425.
- Mankiw, G.N. (1985). Consumer Durables and the Real Interest Rate. *Rev. Econ. Stat.*, 67(3), 353-362.
- Mankiw, G.N.; Shapiro, M.D. (1985). Trends, Random Walks, and Tests of the Permanent Income Hypothesis. *J. Monet. Econ.*, 16(2), 165-174.
- Mariger, R.P. (1987). A Life-Cycle Consumption Model with Liquidity Constraints: Theory and Empirical Results. *Econometrica*, 55(3), 533-557.
- Mayes, D.G. (1981). *Applications of Econometrics*. London, Prentice Hall.
- Mincer, J.; Zarnowitz, V. (1969). The Evaluation of Economic Forecasts. in Mincer, J. (ed) *Economic Forecasts and Expectations. Analysis of Forecasting Behavior and Performance*. New York, National Bureau of Economic Research.
- Modigliani, F. (1975). The Life-Cycle Hypothesis of Saving Twenty Years Later, in Parkin, M.; Nobay, A.R. (eds) *Contemporary Issues in Economics*. Manchester, Manchester University Press.
- Modigliani, F.; Brumberg, R. (1954). Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data, in Kurihara, K.K. (ed) *Post-Keynesian Economics*. London, George Allen and Unwin.
- Modigliani, F.; Brumberg, R. (1980). Utility Analysis and the Aggregate Consumption Function: An Attempt at Integration, in Abel, A. (ed) *The Collected Papers of Franco Modigliani*. vol. 2. Cambridge (Mass), M.I.T. Press.

- Muellbauer, J. (1983). Surprises in the Consumption Function. *Econ. J.*, 93(Supplement), 34-50.
- Muellbauer, J. (1986a). Habits, Rationality and Myopia in the Life-Cycle Consumption Function. *Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper No. 112*.
- Muellbauer, J. (1986b). *Notes on Uncertainty, Liquidity Constraints and Aggregation in the Consumption Function*. Oxford, Polycopiado.
- Muellbauer, J.; Bover, O. (1986). Liquidity Constraints and Aggregation in the Consumption Function Under Uncertainty. *Oxford Institute of Economics and Statistics, Discussion Paper 12*.
- Musgrove, P. (1980). Income Distribution and the Aggregate Consumption Function. *J. Polit. Econ.*, 88(3), 504-525.
- Muth, J. (1960). Optimal Properties of Exponentially Weighted Forecasts. *J. Amer. Stat. Assoc.*, 55(290), 299-306.
- Muth, J. (1961). Rational Expectations and the Theory of Price Movements. *Econometrica*, 29(6), 315-335.
- Nagatani, K. (1972). Life Cycle Saving: Theory and Fact. *Amer. Econ. Rev.*, 62(3), 344-353.
- Nelson, C.R. (1987). A Reappraisal of Recent Tests of the Permanent Income Hypothesis. *J. Polit. Econ.*, 95(3), 641-646.
- Nicholls, D.F.; Pagan, A.R. (1983). Heteroscedasticity in Models with Lagged Dependent Variables. *Econometrica*, 51(4), 1233-1242.
- Ott, D.J.; Ott, A.F.; Yoo, J.H. (1975). *Macroeconomic Theory*. Tokyo, McGraw-Hill Kogakusha.
- Pagan, A. (1984). Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors. *Int. Econ. Rev.*, 25(1), 221-247.
- Patterson, K.D. (1984a). Net Liquid Assets and Net Illiquid Assets in the Consumption Function. *Econ. Lett.*, 14(4), 389-395.
- Patterson, K.D. (1984b). Some Properties of Consumption Functions with Integral Corrections Mechanisms. *Manchester Sch. Econ. Soc. Stud.*, 52(4), 347-362.

- **Patterson, K.D. (1985).** Income Adjustments and the Role of Consumers' Durables in Some Leading Consumption Functions. *Econ. J.*, 95(378), 469-479.
- **Patterson, K.D. (1986).** The Stability of Some Annual Consumption Functions. *Oxford Econ. Pap.*, 38(1), 1-30.
- **Patterson, K.D. (1987).** The Development of Expectations Generating Schemes which Are Asymptotically Rational. *Scot. J. Polit. Econ.*, 34(1), 1-18.
- **Pesaran, M.H.; Deaton, A.S. (1978).** Testing Non-Nested Non-linear Regression Models. *Econometrica*, 46(3) 677-694.
- **Pesaran, M.H.; Evans, R.A. (1984).** Inflation, Capital Gains and U.K. Personal Savings: 1953-1981. *Econ. J.*, 94(374), 273-257.
- **Pesaran, M.H.; Smith, R.P.; Yeo, J.S. (1985).** Testing for Structural Stability and Predictive Failure: A Review. *Manchester Sch. Econ. Soc. Stud.*, 53(3), 280-295.
- **Pissarides, C. (1978).** Liquidity Considerations in Theory of Consumption. *Quart. J. Econ.*, 92(2) 279-296.
- **Quandt, R.E. (1958).** The Estimation of the Parameters of a Linear Regression System Obeying Two Separate Regimes. *J. Amer. Stat. Assoc.*, 53(282), 873-880.
- **Quandt, R.E. (1960).** Tests of the Hypothesis that a Linear Regression System Obeys Two Separate Regimes. *J. Amer. Stat. Assoc.*, 55(290), 324-330.
- **Rossi, N. (1988).** Government Spending, the Real Interest Rate, and the Behaviour of Liquidity-Constrained Consumers in Developing Countries. *I.M.F. Staff Papers*, 35(1), 104-140.
- **Santos, E.A. (1984).** Bens de Consumo Duradouro. Estimativas Anuais do stock e do Consumo no Período 1958-1981. *Banco de Portugal, Gabinete de Estudos, Documento de Trabalho* No 7.
- **Sargan, J.D. (1964).** Wages and Prices in the United Kingdom: A Study in Econometric Methodology, in **Hendry, D.F.; Wallis, K.F. (1984).** (eds) *Econometrics and Quantitative Economics*. Oxford, Basil Blackwell.

- Sargent, T.J. (1979). *Macroeconomic Theory*. New York, Academic Press.
- Shapiro, M.D. (1984). The Permanent Income Hypothesis and the Real Interest Rate. Some Evidence from Panel Data. *Econ. Lett.*, 14(1) 93-100.
- Singh, B.; Ullah, A. (1976). The Consumption Function: The Permanent Income Versus the Habit Persistence Hypothesis. *Rev. Econ. Stat.*, 58(1), 96-103.
- Steel, M.F.J. (1987). Testing for Exogeneity. *Eurp. Econ. Rev.*, 31(7), 1443-1463.
- Stone, J.R.N. (1973). Personal Spending and Saving in Post-War Britain, in Bos, H.C.; Linnemann, H.; Wolff, P. (eds) *Economic Structure and Development: Essays in Honour of Jan Tinbergen*. Amsterdam, North Holland.
- Theil, H. (1971). *Principles of Econometrics*. Wiley, New York.
- Tulio, G.; Contesso, F. (1986). Do After Tax Interest Rates Affect Private Consumption and Savings? Empirical Evidence for 8 Industrial Countries: 1970-1983. *Commission of the European Communities Economic Papers* No. 51.
- von Ungern-Sternberg (1981). Inflation and Savings: International Evidence on Inflation-Induced Income Losses. *Econ. J.*, 91(364), 971-976.
- von Ungern-Sternberg (1985). Inflation and the Consumption Function. *Welt. Arch.*, 122(4), 741-744.
- Vinod, H.D. (1976). Effect of ARMA Errors on the Significance Tests for Regression Coefficients. *J. Amer. Stat. Assoc.*, 71(365), 929-933.
- Wallis, K.F. (1979). *Topics in Applied Econometrics*, 2nd ed., Oxford, Basil Blackwell.
- Weisberg, S. (1980). *Applied Linear Regression*. New York, Wiley.
- Westphall, U. (1981). Interpreting Econometric Evidence by Davidson and Hendry: Comment. *Eurp. Econ. Rev.*, 16(1), 195-197.

- White, H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817-838.
- Wickens, M.; Molana, H. (1984). Stochastic Life-Cycle Theory with Varying Interest Rates and Prices. *Econ. J.*, 94(Supplement), 133-147.
- Wu, D. (1973). Alternative Tests of Independence Between Stochastic Regressors and Disturbances. *Econometrica*, 41(4), 733-750.

Lista das Abreviaturas Usadas

- *Amer. Econ. Rev.* - THE AMERICAN ECONOMIC REVIEW.
- *Amer. J. Agr. Econ.* - AMERICAN JOURNAL OF AGRICULTURAL ECONOMICS.
- *Appl. Econ.* - APPLIED ECONOMICS.
- *Can. J. Econ.* - CANADIAN JOURNAL OF ECONOMICS.
- *Econ. J.* - THE ECONOMIC JOURNAL.
- *Econ. Lett.* - ECONOMIC LETTERS.
- *Eurp. Econ. Rev.* - EUROPEAN ECONOMIC REVIEW.
- *Int. Econ. Rev.* - INTERNATIONAL ECONOMIC REVIEW.
- *J. Amer. Stat. Assoc.* - JOURNAL OF THE AMERICAN STATISTICAL ASSOCIATION.
- *J. Econometrics* - JOURNAL OF ECONOMETRICS.
- *J. Econ. Lit.* - JOURNAL OF ECONOMIC LITERATURE.
- *J. Monet. Econ.* - JOURNAL OF MONETARY ECONOMICS.
- *J. Polit. Econ.* - JOURNAL OF POLITICAL ECONOMY.
- *Manchester Sch. Econ. Soc. Stud.* - THE MANCHESTER SCHOOL OF ECONOMIC AND SOCIAL STUDIES.

- *Oxford Bull. Econ. Stat.* - OXFORD BULLETIN OF ECONOMICS AND STATISTICS.
- *Oxford Econ. Pap.* - OXFORD ECONOMIC PAPERS.
- *Quart. J. Econ.* - THE QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMICS.
- *Rev. Econ. Stat.* - THE REVIEW OF ECONOMICS AND STATISTICS.
- *Rev. Econ. Stud.* - THE REVIEW OF ECONOMIC STUDIES.
- *Scot. J. Polit. Econ.* - SCOTTISH JOURNAL OF POLITICAL ECONOMY.
- *Welt. Arch.* - WELTWIRTSCHAFTLICHES ARCHIV.

ERRATA

Pág.	Linha	Onde se lê	Deve ler-se
25	6	$\alpha_2 \varepsilon_i^\circ$	$\widehat{\alpha_2 \varepsilon_i^\circ}$
25	9	ε_t°	$\widehat{\varepsilon_t^\circ}$
31	-1	i.i.d.	aleatórias i.i.d.
39	-1	dP/dc	$\partial P / \partial c_t$
40	-17	$\Delta_4 C_t$	$\Delta_4 c_t$
51	-1	quanto possível.	quanto possível. Assim, o período a que se referem as estimações pode ser determinado com base na seguinte regra: 1986- N a 1985, para $N > 23$ 1982- N a 1981, para $N < 23$.
52	-3	determinação múltipla	determinação
59			
64	16	de C_p	de $C_p - \widehat{C}_p$
64	-14	de C_p	de $C_p - \widehat{C}_p$
64	-10	de C_p^*	de $C_p^* - \widehat{C}_p^*$
64	-6	de C_p^*	de $C_p^* - \widehat{C}_p^*$
88	3	0.05	-0.05

Notas:

- O sinal - antes do número da linha indica que a contagem se efectua a partir do fim da página.
- As expressões são contadas como linhas.